Transition de l'assurance chômage à l'assurance-emploi - Évaluation du programme canadien de prestations de maternité et parentales antérieur à 2001

Rapport final

Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

juillet 2001

SP-AH179-07-01F
(also available in English)

Table des matières

Résumé i

1. Introduction 1

2. Données 3

3. Qui déclare des prestations? 5

3.1 Analyse descriptive 5
3.2 Analyse multidimensionnelle 9

4. Reprise d'un emploi rémunéré 13

4.1 Analyse descriptive 13
4.2 Analyse multidimensionnelle 15
4.2.1 Retour hâtif 16
4.2.2 Retour à un emploi rémunéré 19
4.3 Reprise du même emploi 21

5. Conclusions 23

Bibliographie 47

Liste de tableaux

Tableau 1 Analyse descriptive des effets de l'AE sur la probabilité d'avoir touché des prestations de maternité et parentales, la durée des congés de maternité et des congés parentaux terminés et la probabilité d'avoir repris le même emploi, avant l'admissibilité, dans le mois qui a suivi et dans les 75 semaines qui ont suivi 25

Tableau 2 Moyennes – Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental 26

Tableau 3 Estimation par probits de la probabilité d'avoir déclaré des prestations d'assurance-chômage/assurance-emploi. Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 975) 28

Tableau 3a Vérification de la sensibilité du coefficient de l'AE par rapport à d'autres spécifications 30

Tableau 4 Estimation par probits de la probabilité d'un retour au travail avant 27 semaines (avant la fin de la période de prestations d'AC/AE). Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 862) 31

Tableau 5 Estimation par probits de la probabilité de reprendre un emploi rémunéré avant 75 semaines et d'occuper un emploi au moment de la seconde entrevue. Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 602) 33

Tableau 6 Estimation par probits de la probabilité de reprendre le même emploi (lorsqu'il y a retour au travail). Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 789) 35

Liste de figures

Figure 1 Normes d'admissibilité selon le régime d'AC et le régime d'AE 37
Figure 2 Comparaison des caractéristiques des répondants pour les périodes d'AE et d'AC. Personnes qui ont pris un congé de maternité ou parental 37
Figure 3 Probabilité de déclarer des prestations d'assurance-chômage/ assurance-emploi 38
Figure 3a Analyse de la sensibilité du coefficient de l'AE par rapport à d'autres spécifications. Probabilité de toucher des prestations d'AC/AE 39
Figure 4 Probabilité de retourner au travail avant les 27 semaines 40
Figure 5 Probabilité de retourner au travail avant les 27 semaines 41
Figure 6 Probabilité de retourner au travail avant les 27 semaines 42
Figure 7 Probabilité de retourner au travail avant 75 semaines et probabilité de travailler au moment de la deuxième entrevue 43
Figure 8 Probabilité de reprendre le même emploi (dans le cas des personnes qui sont retournées au travail) 44
Figure 9 Durée du congé de maternité et parental en vertu de l'AC et de l'AE 45
Figure 10 Durée du congé de maternité et parental en vertu de l'AC et de l'AE. Femmes seulement 45

106-02310/

Résumé

La présente étude est fondée sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE de 1995 à 1998). Elle vise à examiner les répercussions du passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE) sur quatre aspects de l'expérience vécue par les femmes dans le cadre du programme de prestations de maternité et parentales : 1) la probabilité de toucher des prestations; 2) la probabilité de reprendre un emploi rémunéré *avant* la fin de la période d'admissibilité aux prestations parentales ou de maternité; 3) la probabilité de reprendre *un jour* un emploi rémunéré à un moment quelconque avant ou après la période de prestations; 4) la probabilité de reprendre le *même emploi*.

Bien que les pères aient également droit aux prestations parentales, les mères continuent d'y avoir recours davantage. Pour cette raison, il était plus simple de poursuivre cette étude en examinant la situation des femmes ou des mères qui prennent un congé de maternité ou parental. Les données de l'ECPIE révèlent que 90,4 p.100 des répondantes à l'enquête qui étaient en congé de maternité ou parental ont signalé avoir touché des prestations en vertu de l'AC, tandis que 89,6 p. 100 recevaient des prestations en vertu de l'AE (l'écart n'étant pas statistiquement significatif). Toutefois, il pourrait s'agir d'un déplacement des personnes effectivement admissibles aux prestations; autrement dit, certaines femmes qui n'avaient pas droit à l'AC ont touché des prestation en vertu de l'AE, alors que des femmes qui étaient admissibles à l'AC ne l'étaient plus en vertu de l'AE. Par exemple, les femmes qui ont touché des prestations d'AE étaient, en moyenne, plus fortunées, mieux instruites, plus susceptibles d'appartenir au groupe des 25 à 34 ans, plus susceptibles d'être employées par une grande entreprise et plus susceptibles d'avoir occupé plus d'un emploi au cours de la période précédant la naissance.

La probabilité qu'une femme en congé de maternité ou parental touche des prestations d'AC/AE dépend de divers facteurs. Les résultats de notre analyse multidimensionnelle révèlent ce qui suit : 1) les femmes âgées de 35 à 44 ans sont plus susceptibles de toucher des prestations; 2) les femmes qui sont des employées permanentes sont plus susceptibles d'y avoir droit; 3) les femmes qui ont travaillé pour une grosse entreprise (plus de 100 employés) sont plus susceptibles d'y avoir droit; 4) les femmes dont l'emploi figurant sur le relevé d'emploi (RE) a commencé pendant la période de référence de quelque 30 semaines avant leur cessation d'emploi sont moins susceptibles de toucher des prestations; 5) le passage de l'AC à l'AE n'a pas eu de répercussions statistiquement significatives sur la probabilité de toucher des prestations, compte tenu des autres caractéristiques pertinentes.

Les données de l'ECPIE indiquent que 31 p.100 des travailleuses qui ont pris un congé de maternité ou parental ont repris un travail rémunéré avant 27 semaines (la période maximale d'admissibilité) à l'AC; 32,2 p.100 des prestataires d'AE sont retournées au travail « plus tôt ». Environ 9 p.100 d'entre elles n'avaient pas encore repris d'emploi rémunéré 75 semaines après le début de leur cessation d'emploi (quel que soit le régime examiné). Les prestataires d'AC ont repris le même emploi dans une proportion de 85,8 p.100, le pourcentage s'établissant à 84 p. 100 dans le cas des prestataires d'AE.

D'autres études économétriques sur la probabilité de reprendre un emploi rémunéré plus tôt (c'est-à-dire avant la fin de la période d'admissibilité à l'AE/AC) révèlent que : 1) les jeunes femmes sont plus susceptibles que les travailleuses plus âgées de reprendre le travail plus tôt; 2) les femmes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires sont moins susceptibles de reprendre le travail plus tôt comparativement aux femmes qui ont terminé des études postsecondaires; 3) les pressions financières peuvent accroître la probabilité d'un retour hâtif (p. ex., les femmes célibataires au moment du RE ou celles dont le mari ne travaille pas à plein temps sont plus susceptibles de retourner tôt; on associe également de faibles liquidités à la reprise d'un travail rémunéré plus tôt; les femmes qui ont un prêt hypothécaire à rembourser sont plus susceptibles de retourner tôt); 4) les femmes qui touchent des prestations d'AC ou d'AE sont moins susceptibles de retourner tôt; 5) le passage de l'AC à l'AE ne semble pas avoir eu de répercussions apparentes sur la probabilité d'un retour hâtif à un emploi rémunéré.

Les principaux résultats d'une analyse multidimensionnelle de la probabilité de reprendre et de conserver un emploi rémunéré 75 semaines après le début d'un congé de maternité ou parental montrent que : 1) les travailleuses plus jeunes (de 15 à 24 ans) et possédant moins d'expérience sont moins susceptibles de retourner au travail; 2) les femmes ayant de la difficulté à trouver des services de garde convenables sont nettement moins susceptibles de retourner au travail.

Enfin, des facteurs légèrement différents déterminent la probabilité de reprendre le même emploi (dans le cas de celles qui ont repris un emploi rémunéré) : 1) les femmes qui ont terminé des études supérieures affichent une plus forte probabilité de reprendre le même emploi; 2) les caractéristiques de l'emploi avant la naissance sont importantes (p. ex., les travailleuses syndiquées sont plus susceptibles de reprendre le même emploi; les femmes qui travaillent pour une grande entreprise le sont également); 3) le fait d'avoir reçu des prestations d'AC ou d'AE n'est pas un facteur important de la reprise du même emploi; 4) le passage de l'AC à l'AE n'a pas influé sur la probabilité de reprendre le même emploi; 5) les femmes dont la période de congé a dépassé la durée du congé disponible dans leur province étaient moins susceptibles de reprendre le même emploi.

1. Introduction

Au Canada, les nouveaux parents qui s'absentent d'un emploi rémunéré pour s'occuper de leur bébé reçoivent une indemnité de salaire partielle grâce aux « prestations de maternité et parentales » offertes par le régime d'assurance-emploi (qui a remplacé le régime d'assurance-chômage). Par conséquent, jusqu'en 1997, les personnes qui demandaient des prestations de maternité ou parentales devaient accumuler 20 semaines d'emploi rémunéré au cours desquelles elles avaient travaillé 15 heures par semaine ou gagné un salaire hebdomadaire minimal. Le passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE) a fait en sorte que, depuis janvier 1997, les personnes qui demandent ces prestations doivent compter 700 heures[1] d'emploi rémunéré – l'équivalent de 20 semaines à raison de 35 heures par semaine (sans restriction quant au salaire minimal). Dès qu'elles sont admissibles à des prestations, les mères naturelles ont droit à 15 semaines de prestations de maternité après une période de carence de deux semaines, les prestations étant versées au taux de 55 p.100 du salaire précédent[2]. Elles peuvent aussi, en vertu des mêmes conditions, bénéficier de prestations parentales pendant une période supplémentaire de 10 semaines, ces prestations pouvant être partagées entre la mère et le père (les parents adoptifs peuvent également s'en prévaloir). Le passage à l'assurance-emploi, en 1997, n'a pas modifié ces droits. Toutefois, en janvier 2001, on a prolongé la période de prestations parentales, de sorte que l'ensemble des prestations de maternité et des prestations parentales s'étend sur une période d'un an.

Par comparaison avec le nombre d'études portant sur les prestations ordinaires du régime d'AC/AE, très peu d'études à caractère économique ont été menées sur les prestations de maternité et parentales dans le système canadien d'AC/AE (voir toutefois Marshall, 1999; Phipps, 1994, 2000; Ten Cate, 2000). La disponibilité des données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), ainsi que le passage de l'AC au régime d'AE, fournit une excellente occasion de réaliser une étude supplémentaire sur les conséquences des prestations de maternité et parentales pour les nouvelles mères canadiennes[3].

Cette étude examine les répercussions du passage de l'AC à l'AE sur quatre aspects de l'expérience des femmes relative au programme de prestations de maternité et parentales : 1) la probabilité de toucher des prestations; 2) la probabilité de reprendre un emploi rémunéré *avant* la fin de la période d'admissibilité aux prestations de maternité ou parentales; 3) la probabilité de reprendre *un jour* un emploi rémunéré à un moment quelconque pendant ou après la période de prestations; 4) la probabilité de reprendre le *même emploi*. Phipps (1994 et 2000) a examiné les conséquences du passage de l'AC à l'AE sur la probabilité de toucher des prestations, en ayant recours aux données de

---

[1] Depuis janvier 2001, ce nombre d'heures a diminué à 600.

[2] Étant donné que la prestation payable comporte un plafond, certaines femmes à revenu élevé touchent moins de 55 p. 100. Certaines femmes à faible revenu ont droit, en plus de leurs prestations, à un supplément lié à la famille qui ferait en sorte que le taux de remplacement serait supérieur à 55 p. 100.

[3] Bien que les pères aient aussi droit aux prestations parentales, les mères continuent d'y avoir recours davantage. Ainsi, par souci de simplicité, je parlerai des « femmes » et des « mères » tout au long du texte; en fait, la plus grande partie de l'analyse porte sur des prestataires de sexe féminin.

l'Enquête sur l'activité sur le marché du travail (EAMT) pour la période 1988-1990 et en simulant les conséquences probables du nouveau régime. Toutefois, l'ECPIE renferme des données de qualité supérieure pour l'étude de cette question puisqu'elle offre la possibilité d'étudier la situation des femmes avant et après le changement de régime.

Il est également important de connaître les caractéristiques associées à une probabilité plus élevée d'un éventuel retour à un emploi rémunéré et, surtout, au même emploi. Les recherches antérieures menées par Phipps, Burton et Lethbridge (2000) font valoir que les conséquences négatives à long terme sur la rémunération découlant de l'absence d'un emploi rémunéré pour prendre soin d'un enfant disparaissent visiblement dans le cas des femmes qui reprennent le même emploi. Marshall (1999) et Ten Cate (2000) utilisent les résultats de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour étudier le rôle que joue le système canadien de prestations de maternité et parentales dans la décision des femmes de retourner à un emploi rémunéré après un congé parental ou de maternité. Les deux auteurs ont démontré que les femmes qui *ne* sont *pas* admissibles à l'AC/AE retournent plus rapidement à un emploi rémunéré que celles qui y ont droit. Ten Cate souligne également le rôle important des congés de maternité autorisés par les provinces[4]. Étant donné que la durée de la période de prestations de maternité et parentales combinées a récemment été portée à un an, il devient particulièrement important de savoir si certaines femmes sont obligées de retourner plus tôt à leur emploi rémunéré en raison, par exemple, de pressions financières. Si des femmes ne peuvent même pas se permettre de prendre un congé de six mois, la prolongation de la période de prestations à un an leur serait très peu utile.

Le présent document se compose de cinq sections. La section 2 présente les données. La section 3 s'attache à la probabilité de toucher des prestations de maternité et parentales et aux effets du passage de l'AC à l'AE sur cette probabilité. La section 4 porte sur les questions du retour à un travail rémunéré, notamment : 1) le retour avant la fin de la période d'admissibilité aux prestations; 2) le retour à la 75e semaine; 3) le retour au même emploi. La section 5 résume les constatations de l'étude et présente quelques conclusions.

---

[4] On n'a accordé en général que peu d'attention aux conséquences économiques des programmes de prestations de maternité et parentales en espèces, même si les programmes de *congé* parental ont récemment suscité de l'intérêt. Voir, par exemple, Dalto (1989), Gruber (1994) et Waldfogel (1997), qui étudient les répercussions des congés parentaux sur les salaires des femmes; Garrett, Wenk et Lubeck (1990) et Klerman et Leibowitz (1994 et 1997), qui étudient les répercussions des congés parentaux sur l'activité sur le marché du travail autour de la période de la naissance. Ruhm et Teague (1997) et Ruhm (1998) recourent à des comparaisons internationales pour étudier une partie des vastes conséquences économiques (p. ex., sur l'efficacité économique, sur l'emploi des femmes et le salaire qu'elle gagnent) découlant des variations dans les prestations et les congés parentaux ou de maternité.

2. Données

Ce projet est fondé sur les microdonnées de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) de DRHC. La population cible de l'ECPIE est composée des Canadiens âgés de 15 ans ou plus qui résident dans les dix provinces ou territoires et qui ont connu une cessation d'emploi (interruption ou changement) entre juillet 1995 et septembre 1998. Les participants à l'enquête ont été sélectionnés dans le fichier administratif des relevés d'emploi (RE) de DRHC. On a ensuite communiqué par téléphone avec les personnes retenues. La première entrevue a eu lieu 12 mois au plus après la cessation d'emploi qui a donné lieu à leur intégration dans l'échantillon. La seconde entrevue a été menée entre la 75e et la 97e semaine ayant suivi la cessation d'emploi figurant sur le RE. Cette étude porte sur 11 cohortes de l'ECPIE. Ces cohortes comprennent les personnes qui ont connu une interruption ou une perte d'emploi entre juillet et septembre 1995, et entre octobre et décembre 1997, de même qu'une cohorte supplémentaire dont la cessation d'emploi est survenue entre juillet et septembre 1998. Chaque cohorte est représentative de toutes les personnes ayant connu une cessation ou une interruption d'emploi au cours de ce trimestre.

L'échantillon prélevé aux fins de l'analyse se compose des répondantes de l'ECPIE âgées de 15 à 44 ans qui ont indiqué un congé de maternité ou parental comme raison de leur cessation d'emploi au moment de l'enquête. Il convient de signaler que même si nous connaissons exactement la raison ainsi que les dates de début et de fin de la cessation d'emploi, nous ne connaissons pas la date de naissance de l'enfant. Certaines femmes ont pu choisir ou être forcées, pour des raisons médicales, de prendre leur congé avant la naissance de l'enfant. Notre analyse porte sur le début du congé, ce qui semble raisonnable puisque la durée du congé/de la période de prestations est la même peu importe que le congé soit pris avant ou après la naissance de l'enfant[5].

Le passage de la règle d'admissibilité fondée sur les semaines à une règle d'admissibilité fondée sur les heures s'est produit le 1er janvier 1997. Par conséquent, pour pouvoir étudier les conséquences de ce changement de régime, nous comparerons : 1) les cohortes 1 à 6 qui étaient assujetties à l'ancien régime d'AC, selon lequel la norme minimale d'admissibilité était de 20 semaines au cours desquelles il fallait avoir travaillé au moins 15 heures par semaine ou gagné un salaire hebdomadaire d'au moins 150 $ (s'applique aux femmes dont la cessation d'emploi a eu lieu avant le 1er janvier 1997); et 2) la cohorte 7 et les cohortes subséquentes dont la cessation d emploi est survenue après le

[5] À remarquer que nous ne faisons pas de distinction entre la naissance de jumeaux et une naissance simple. Étant donné que les conséquences de l'adoption d'un enfant plus âgé sur l'attitude des nouveaux parents vis-à-vis du marché du travail peuvent être fort différentes de celles découlant de l'adoption d'un bébé ou d'un tout-petit, nous ne tenons pas compte des cas de cessation d'emploi pour des raisons de maternité/parentales où les parents n'avaient pas d'enfants âgés de 0 à 2 ans.

passage à la nouvelle norme d'admissibilité de 700 heures en vertu de l'AE[6]. Au total, nous possédons des données pour 1 164 répondantes[7] ayant signalé que leur cessation d'emploi était attribuable à un congé de maternité ou parental[8]. De ce nombre, 631 prestataires (54 p.100) avaient connu une cessation d'emploi alors que l'AC était en vigueur (les femmes représentant 96,8 p.100 des prestataires), tandis que 533 (46 p.100) cessations d'emploi étaient survenues pendant le régime d'AE (91,5 p.100 des personnes concernées étant des femmes)[9].

---

[6] Pendant la transition de l'AC à l'AE, une partie de la période d'admissibilité de certaines prestataires a débuté en 1996, de sorte qu'on a automatiquement converti en heures leurs semaines de travail en les multipliant par 35 (peu importe le nombre réel d'heures travaillées). Même s'il serait souhaitable d'accorder une attention particulière aux membres de la cohorte 13, dont la période d'admissibilité a été entièrement établie en vertu du régime d'AE, l'échantillon des personnes qui constituent la cohorte 13 (68) et qui ont touché des prestations de maternité ou parentales est trop restreint pour être statistiquement significatif.

[7] Au total, 1 315 hommes et femmes ont déclaré qu'un congé de maternité ou parental était le motif qui avait donné lieu à l'émission d'un RE. Cependant, nous avons exclu toutes les personnes de 45 ans ou plus, toutes celles qui n'avaient pas d'enfants de 0 à 2 ans et toutes celles qui n'ont pas été jointes pour une seconde entrevue et dont le congé n'était pas terminé au moment de la première entrevue.

[8] À remarquer que même si l'échantillon complet de l'ECPIE se compose de 45 751 observations, une des difficultés des études sur les prestations de maternité et parentales tient au fait que le nombre de familles comptant des nouveau-nés ou des enfants nouvellement adoptés au cours d'une année particulière représente toujours un sous-ensemble limité de la population.

[9] Nous nous sommes demandé si le pourcentage plus élevé de prestataires de sexe masculin correspondait à l'utilisation accrue du programme de prestations parentales de la part des hommes au fil des ans. On se rappellera que les prestations parentales ont été introduites en 1990. Nos données portent sur la période de 1995 à 1998. Par conséquent, il est possible que les hommes aient progressivement eu connaissance et utilisé ces prestations. Nous n'avons cependant pas été en mesure d'obtenir des données selon la répartition par sexe des bénéficiaires de prestations parentales, étant donné que cette information n'existe pas pour l'instant dans CANSIM. (On nous a dit que l'exactitude du nombre de prestataires précédemment disponible était mise en doute.)

3. Qui déclare des prestations?

3.1 Analyse descriptive

La première question abordée dans ce document consistait à savoir si le passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE) a eu des effets sur l'admissibilité aux prestations de maternité et parentales. Le passage de l'AC à l'AE signifie que toutes les heures de travail rémunéré sont prises en compte en vue de l'admissibilité aux prestations. Ce changement devrait améliorer l'accès aux prestations pour une partie des nouveaux parents qui occupent des emplois non conventionnels, mais la transition vers une norme d'admissibilité fondée sur les heures implique que les personnes dont le nombre d'heures de travail par semaine est peu élevé doivent accumuler un plus grand nombre de semaines de travail pour devenir admissibles. Par exemple, une femme travaillant 20 semaines à raison de 15 heures par semaine (300 heures) aurait eu droit à des prestations de maternité selon le régime de l'AC; cette même femme aura besoin d'accumuler plus du double d'heures pour être admissible aux prestations de maternité en vertu du régime de l'AE au cours de la période de l'étude[10]. Par conséquent, nous nous attendons à ce que certaines femmes soient admissibles aux prestations en vertu de l'AC mais non en vertu de l'AE, et à ce que d'autres femmes soient admissibles à l'AE mais non à l'AC. À priori, l'effet net du changement de régime sur l'accès aux prestations de maternité et parentales n'est donc pas évident.

Cette situation est illustrée à la figure 1, tirée de l'étude de Phipps (2000). En vertu de l'AC, les prestataires avaient besoin d'accumuler 20 semaines de travail à raison de 15 heures par semaine. Par conséquent, à la figure 1, toute personne située dans le quadrant supérieur droit du schéma serait admissible à des prestations d'AC. En vertu de l'AE, les prestataires ont besoin d'accumuler 700 heures d'emploi. Le schéma présente l'hyperbole rectangulaire des 700 heures; toute personne située à la droite de cette courbe est admissible à des prestations de maternité et parentales en vertu du régime d'AE. En supposant que l'offre de main-d'œuvre ne change pas, les prestataires dont l'admissibilité aurait été modifiée par suite du passage de l'AC à l'AE sont situés dans l'une ou l'autre des zones ombrées. En premier lieu, les personnes ayant travaillé moins de 15 heures par semaine mais comptant un nombre suffisant de semaines pour avoir accumulé 700 heures seraient admissibles à l'AE, mais non à l'AC (voir la zone non ombrée à la droite du schéma, au-dessus de l'hyperbole rectangulaire mais sous la ligne horizontale)[11]. Cependant, il faut souligner qu'une femme travaillant 14 heures par semaine aurait besoin de 50 semaines d'emploi rémunéré pour établir son admissibilité. Un deuxième groupe de travailleuses profiteront aussi du passage de l'AC à l'AE, c'est-à-dire celles qui comptent moins de 20 semaines d'emploi admissible mais qui ont accumulé un nombre suffisant d'heures par semaine, atteignant ainsi 700 heures (voir la zone ombrée sur le côté gauche du schéma, au-dessus de l'hyperbole rectangulaire, mais à la gauche de

[10] On se rappellera que, depuis janvier 2001, la norme d'admissibilité est passée de 700 à 600 heures.
[11] À moins qu'elles ne touchent un salaire très élevé.

la ligne verticale). Par exemple, une femme travaillant seulement 18 semaines mais à raison de 40 heures par semaine serait admissible à des prestations de maternité et parentales en vertu de l'AE mais non de l'AC. En revanche, les femmes travaillant au moins 15 heures par semaine pendant 20 semaines au moins, mais qui n'atteignent pas les 700 heures exigées par l'AE perdront leur admissibilité (voir la région ombrée sous l'hyperbole rectangulaire, mais au-dessus des lignes 15 heures et 20 semaines). Par exemple, une nouvelle mère comptant exactement 20 semaines d'emploi à 15 heures par semaine aura accumulé beaucoup moins d'heures (300 heures) que le nombre minimal requis (700) pour toucher des prestations en vertu du régime d'AE.

Phipps (2000), s'appuyant sur une analyse de simulation fondée sur les données de l'Enquête sur l'activité sur le marché du travail de 1988 à 1990, a laissé entendre que le passage à l'AE ne modifierait probablement pas l'accès éventuel à ces prestations. Comme l'indique le tableau 1, cette conclusion de base ressort une fois de plus lorsqu'on utilise les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) qui vont au delà de la date effective de l'entrée en vigueur de l'AE[12]. Parmi les répondantes qui étaient en congé de maternité ou parental au moment de l'ECPIE, 90,4 p.100 ont indiqué avoir touché des prestations d'AC et 89,6 p.100 des prestations d'AE, ce qui laisse croire que l'accès moyen aux prestations n'a pas changé.

Il se peut que ce résultat soit en partie attribuable au fait que les femmes modifient leur comportement afin de demeurer ou de devenir admissibles à des prestations de maternité en vertu des nouvelles règles du programme (quoique Phipps (2000) démontre que le programme de prestations de maternité n'influe que très peu sur l'offre de travail des femmes sur le marché). Même si l'étude actuelle ne tente pas vraiment d'examiner le comportement des femmes sur le marché du travail avant la naissance d'un enfant, le tableau 2 indique toutefois que les femmes qui ont cessé de travailler pour prendre un congé de maternité ou parental au cours de la période d'AE avaient accumulé en moyenne un peu plus (3,6 p.100) d'heures de travail (34,4 par rapport à 33,2 heures par semaine pour toutes les personnes ayant connu une cessation d'emploi)[13]. Ce résultat serait conforme à l'hypothèse voulant qu'il y ait un rajustement de l'offre de main-d'œuvre, mais il correspondrait aussi à une légère modification des caractéristiques des femmes qui présentent une demande (sujet qu'on aborde plus en détail ci-après). Une autre différence remarquable au tableau 2, qu'on pourrait sans doute attribuer au fait que la norme d'admissibilité antérieurement fondée sur les semaines est dorénavant fondée sur les heures, tient au fait que les femmes sont plus susceptibles (11,5 p.100 contre 5,8 p.100) d'avoir occupé simultanément plus d'un emploi pendant la période d'AE. Par contre, cela pourrait signaler tout simplement un changement dans la composition des emplois disponibles. Encore une fois, cette étude ne tente pas de faire la lumière sur ce changement.

---

[12] Ten Cate (2000) utilise aussi des données (EDTR) qui chevauchent la mise en œuvre de l'AE (c.-à-d. de 1993 à 1998), cependant sa recherche ne porte pas sur les répercussions de ce changement de régime (autrement dit, elle ne fait pas de comparaison entre les périodes). De plus, elle ne sait pas si les prestations d'AC/AE versées sont des prestations de maternité ou parentales ou encore des prestations ordinaires, bien que l'on puisse présumer que dans les six mois qui suivent la naissance d'un enfant, les prestations d'AC/AE signalées s'appliquent à un congé de maternité ou parental.

[13] En utilisant les données de l'ECPIE de 1996 et 1997, Green et Riddell (2000) ne constatent pratiquement aucun changement dans le nombre habituel d'heures de travail par semaine. Sweetman (2000) n'observe aucun changement dans la répartition des heures pour l'ensemble des femmes. Cependant, il constate que le nombre de *nouveaux* emplois comptant moins de 15 heures par semaine au cours de la période d'AE est moins élevé.

Le tableau 2 présente d'autres modifications des caractéristiques chez les personnes qui touchent des prestations[14]. Ne concernant que les femmes, qui, comme on l'a mentionné précédemment, représentent la vaste majorité des bénéficiaires de prestations de maternité et parentales, le tableau 2 et la figure 2 montrent qu'au cours de la période d'AE, il y a beaucoup plus de femmes d'âge moyen[15] (c.-à-d. de 25 à 34 ans par rapport à celles âgées de 15 à 24 ans ou de 35 à 44 ans) qui déclarent avoir touché des prestations (une augmentation de 62,5 p.100 à 76,7 p.100), moins de femmes jeunes (10,6 p.100 contre 5 p.100) ou de femmes plus âgées (26,9 p.100 contre 18,4 p.100)[16].

On observe une autre différence parmi les échantillons. En effet, même si les pourcentages de personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires demeurent inchangés (5,3 p.100 contre 5,8 p.100), le pourcentage de femmes ayant poursuivi des études postsecondaires (diplôme/certificat non universitaire ou grade universitaire) a augmenté considérablement au cours de la période d'AE, pour atteindre environ 30 p.100 dans chaque cas (il était d'environ 25 p.100).

Reflétant les variations de la composition par âge des populations signalées précédemment, les bénéficiaires de prestations de maternité et parentales de l'AE sont plus susceptibles (46,5 p.100 contre 38,5 p.100) d'avoir d'autres enfants d'âge préscolaire (en plus du nouveau-né). Le pourcentage de prestataires qui étaient célibataires au moment de l'émission du RE ne change pas (11,2 p.100 dans l'échantillon de l'AC contre 10,2 p.100 dans l'échantillon de l'AE). Parmi les femmes qui étaient mariées au moment de l'émission du RE, un très petit nombre avait un partenaire qui travaillait moins de 30 heures par semaine (5,1 p.100 contre 10,6 p.100) pendant la période d'AE. En moyenne, les bénéficiaires de prestations de maternité et parentales de l'AE possédaient beaucoup plus de liquidités[17] (12 801 $ contre 10 284 $ en dollars constants de 1997)[18]. Les femmes appartenant à l'échantillon de l'AE sont aussi plus susceptibles d'être propriétaires d'une maison (80,7 p.100 contre 73 p.100, un résultat significatif)[19].

Pour ce qui est des caractéristiques de l'emploi, les bénéficiaires de prestations de maternité et parentales au cours de la période d'AE sont plus susceptibles (47,7 p.100 par rapport à 38,4 p.100) de travailler pour une grosse entreprise (plus de 100 travailleurs). Le salaire horaire moyen déclaré sur le RE est passé de 15,12 $ à 16,38 $ (7,2 p.100). Toutefois, la plupart des autres caractéristiques liées à l'emploi ne sont pas significativement différentes. Par exemple, les taux de syndicalisation demeurent à peu

---

[14] Ces moyennes s'appliquent à toutes les personnes qui ont répondu à une question donnée.

[15] Nous adoptons ce terme pour des raisons de commodité. Toutefois, étant donné que l'auteure se trouve ainsi dans la catégorie des « personnes âgées », il convient de souligner que les personnes de 25 à 34 ans ne sont, bien entendu, pas considérées en général comme des personnes d'âge moyen.

[16] Lorsqu'on en fait l'analyse, les écarts sont significatifs, c'est-à-dire que le chiffre de l'AE s'écarte de plus de deux erreurs-types de celui de l'AC.

[17] On demande aux répondants si un membre du ménage ou eux-mêmes possèdent des liquidités, comme de l'argent en banque, des REÉR ou des obligations d'épargne qu'ils peuvent encaisser. Une deuxième question porte sur le montant en dollars de ces liquidités.

[18] Ces chiffres tiennent compte de l'inflation grâce à l'application d'un Indice des prix à la consommation d'ensemble (CANSIM P100 000).

[19] La possession d'une habitation non grevée d'une hypothèque est un fait relativement rare (environ 6 p. 100) à cette étape de la vie, et ce chiffre ne fluctue pas d'une période à l'autre. Par conséquent, nous regroupons les répondantes qui possèdent une maison avec ou sans hypothèque.

près inchangés pendant la période (environ 30 p.100), tout comme le pourcentage de personnes ayant déclaré que l'emploi figurant sur leur RE était permanent (plus de 90 p.100 dans les deux cas). La probabilité d'avoir connu une interruption de l'emploi rémunéré (ou une période sans travail chez le même employeur) au cours de la période de référence de quelque 30 semaines avant le congé de maternité ou parental[20] est à peu près la même d'une période à l'autre (environ 16 p.100). La probabilité d'avoir commencé l'emploi ayant donné lieu à l'émission du RE pendant la période de référence ne change pas (environ 5 p.100).

Même si le pourcentage de femmes qui ont touché des prestations à la suite d'une cessation d'emploi liée à une maternité n'a pas changé au cours des deux périodes, notre analyse descriptive porte à croire qu'il y a eu un déplacement des personnes effectivement admissibles, situation qui n'est pas apparente lorsqu'on examine simplement le montant moyen des prestations reçues, quoique les écarts soient généralement davantage attribuables aux caractéristiques des femmes qu'à celles de leur emploi. Autrement dit, des femmes qui n'étaient pas admissibles auparavant le sont devenues, alors que d'autres qui avaient droit à des prestations d'AC ne sont plus admissibles en vertu de l'AE. Même si le nombre de femmes dans l'un ou l'autre cas est à peu près semblable, il semble que les femmes qui sont devenues admissibles aux termes de l'AE étaient, en moyenne, mieux nanties, mieux instruites, plus susceptibles d'avoir entre 25 et 34 ans, plus susceptibles d'être employées par une grande entreprise et plus susceptibles d'avoir occupé plus d'un emploi au cours de la période précédant la naissance[21].

Il est également important de souligner que l'échantillon comprend uniquement les femmes pour lesquelles un RE a été émis. Par conséquent, les travailleuses autonomes, qui ne seraient pas admissibles à des prestations aux termes de l'un ou l'autre régime, ont notamment été exclues[22], ou les femmes, qui, sachant qu'elles sont inadmissibles à des prestations et incapables de se permettre un congé non payé, pourraient simplement, par exemple, prendre des vacances payées sans cessation d'emploi (ni de RE). Ces femmes seraient également exclues de l'échantillon. Environ 10 p.100 des personnes qui constituent notre échantillon sont toutes des femmes qui ont connu une cessation d'emploi mais qui n'ont pas touché de prestations, sans doute pour les raisons suivantes : 1) elles avaient droit à un congé non payé et pouvaient se le permettre, ou bien elles n'étaient pas admissibles à un congé non payé mais ont simplement quitté leur emploi; 2) elles croyaient, à tort, être admissibles à l'AC/AE; ou 3) elles éprouvaient des problèmes de santé qui les ont obligées à prendre un congé non payé.

---

[20] Tous les répondants à l'ECPIE affichent une période de référence d'environ 30 semaines *avant* le début de leur cessation d'emploi. La période de référence commence exactement au même moment pour tous les répondants de la même cohorte trimestrielle, mais comme la cessation d'emploi survient dans les semaines différentes, la durée de la période de référence varie de 26 à 40 semaines.

[21] Il se peut que ces écarts reflètent simplement la variation de l'échantillonnage entre les petits échantillons. Toutefois, nous analysons 1 164 observations, ce qui correspond à peu près aux 957 observations de l'EDTR qu'utilise Ten Cate (2000), ou aux 1 080 observations de l'EAMT auxquelles recourt Phipps (2000).

[22] Au moyen des données de l'EDTR, Ten Cate (2000) observe que 10 p. 100 des nouvelles mères ayant occupé un emploi rémunéré quelconque au cours des 16 semaines avant la naissance de leur enfant étaient des travailleuses autonomes.

En utilisant les microdonnées de l'EAMT, Phipps a constaté que 73 p.100 des femmes qui faisaient partie de la population active en 1989 et qui avaient donné naissance à un enfant en 1990 étaient admissibles à des prestations[23]. En utilisant les données de l'EDTR de 1993 à 1998, Ten Cate a observé que 77 p.100 des femmes qui avaient travaillé au cours des 16 semaines avant la naissance de leur enfant avaient touché des prestations. Ces comparaisons avec d'autres sources de données montrent bien que l'estimation de l'ECPIE – selon laquelle 90 p.100 des *femmes ayant connu une cessation d'emploi ont dit toucher des prestations* – est très probablement une surestimation du pourcentage de nouvelles mères canadiennes ayant participé au marché du travail et touchant des prestations. Ici encore, il faut qu'un RE ait été émis pour que la femme soit incluse dans l'échantillon de l'ECPIE.

Il est fort possible qu'à la suite des modifications apportées à la réglementation, un groupe de femmes quelque peu différent savaient qu'elles seraient admissibles/non admissibles et ont agi en conséquence[24]. Autrement dit, s'il est vrai que beaucoup de femmes savent à l'avance qu'elles seront admissibles ou ne le seront pas, et qu'elles prennent un congé et demandent des prestations seulement si elles croient être susceptibles d'en recevoir, certaines modifications du programme ont donc pu avoir comme répercussion de faire varier le bassin de personnes qui ont présenté une demande plutôt que la probabilité que celles qui ont présenté une demande touchent des prestations[25].

3.2 Analyse multidimensionnelle

En utilisant le sous-échantillon des répondantes de l'ECPIE qui ont cessé de travailler en raison d'un congé de maternité ou parental, nous estimons un modèle probit de la probabilité de toucher des prestations lorsque la principale variable explicative est une variable factice égale à 1 si le RE de la répondante a été établi pendant la période d'AE (au lieu de la période d'AC). D'autres variables explicatives comprennent les caractéristiques liées à la famille et à l'emploi, ainsi que les variables liées au programme et à la région. Plus précisément, nous prenons en compte : l'âge de la femme (variables factices pour indiquer qu'elle a entre 15 et 24 ans ou entre 35 et 44 ans comparativement à une personne servant de référence, âgée de 25 à 34 ans); des variables factices pour indiquer la présence d'enfants *autres* que le nouveau-né [en faisant une distinction entre les enfants d'âge préscolaire (de 0 à 5 ans) et les enfants d'âge scolaire (de 6 à 17 ans)];

---

[23] À partir de la même source, Phipps constate que 62 p. 100 de *toutes* les femmes ayant donné naissance en 1990 étaient admissibles à des prestations de maternité, en se fondant sur leurs antécédents de travail de 1989.

[24] Si nous comparons les caractéristiques de toutes les femmes âgées de 15 à 44 ans dans les ensembles de données de 1994 et de 1997 de l'Enquête sur les finances des consommateurs, tirées de l'Enquête du Luxembourg sur le revenu, nous constatons qu'il y a très peu de variations entre les deux années. Toutefois, si nous nous attachons aux femmes de ce groupe d'âge dont le plus jeune enfant a moins d'un an, une variation des caractéristiques moyennes semble ressortir, semblable en général à celle qu'on retrouve dans l'ECPIE. Par exemple, un plus grand nombre de femmes ont terminé des études universitaires (17,9 p. 100 en 1997 par rapport à 14,8 p. 100 en 1994); les salaires horaires sont légèrement supérieurs (18,25 $ contre 17,08 $); la rémunération annuelle est légèrement supérieure (12 380 $ contre 11 374 $); cependant, les taux d'accession à la propriété sont légèrement inférieurs (61,2 p. 100 en 1997 contre 64,1 p. 100 en 1994). Par conséquent, il est possible que la population des nouvelles mères soit légèrement différente, même pendant la courte période à l'étude (ou étant donné le nombre relativement restreint de nouvelles mères, la population se trouve, par hasard, légèrement différente dans les deux périodes).

[25] La même remarque serait fausse en général dans le cas des personnes qui ont reçu des prestations ordinaires d'AC.

une variable factice pour indiquer que la femme était célibataire au moment de sa cessation d'emploi, et une variable factice pour indiquer qu'elle est mariée mais que son conjoint travaille moins de 30 heures par semaine (par opposition à un cas de référence où le conjoint d'une femme mariée travaille à plein temps); la situation vis-à-vis de l'accession à la propriété; le niveau de scolarité; le salaire horaire et le nombre habituel d'heures de travail par semaine selon l'emploi figurant sur le RE; une variable factice pour indiquer que la femme a occupé plus d'un emploi au cours de la période ayant mené à sa cessation d'emploi en raison d'une maternité ou d'un congé parental; une variable factice pour indiquer qu'elle a connu une période de non-emploi dans la période de (quelque) 30 semaines ayant précédé son congé de maternité ou parental (suivi d'un retour chez le même employeur ou chez un employeur différent); une variable factice pour indiquer que la durée d'occupation de l'emploi figurant sur le RE est inférieure à la période de référence de l'enquête (environ 30 semaines, en moyenne); la taille de l'établissement où se situait l'emploi figurant sur le RE (moins de 20 employés ou plus de 100 employés comparé à un cas de référence variant de 20 à 99 employés); le statut syndical; le statut d'employé permanent[26]; et la région.

Le tableau 3 présente les résultats de la régression[27]. Examinons d'abord les caractéristiques personnelles/liées à la famille. Ici, l'association la plus importante qui ressort est que les femmes plus âgées (c.-à-d. entre 35 et 44 ans) sont plus susceptibles d'être admissibles à des prestations que les femmes plus jeunes, sans doute parce qu'elles ont eu plus de temps pour acquérir l'expérience de travail nécessaire à leur admissibilité. Étant donné qu'il n'est pas possible de connaître l'ampleur des effets estimés simplement à l'examen d'un tableau des coefficients du modèle probit, la figure 3 présente l'estimation des effets marginaux. Par conséquent, nous utilisons les coefficients du modèle probit pour calculer la probabilité que la personne servant de référence[28] touche des prestations d'AC ou d'AE, puis nous estimons la *variation* de la probabilité à laquelle nous pourrions nous attendre dans le cas d'une femme présentant des caractéristiques différentes. Comme le montre la figure 3, la probabilité qu'une femme servant de référence déclare des prestations d'AC/AE est de 70,8 p.100. Elle monte à 91,2 p.100 (augmentation de 20,4 points de pourcentage) chez la femme de 35 à 44 ans.

Les femmes ayant des enfants d'âge scolaire (c.-à-d. de 6 à 17 ans) autres que le nouveau-né sont également plus susceptibles (que les mères d'un premier enfant) d'être admissibles à des prestations, bien que cette association soit significative seulement au niveau de 10 p.100. On a estimé que l'ampleur de cet effet (voir la figure 3) donnait lieu à une augmentation de 13,6 points de pourcentage au-delà du cas de référence. On peut penser que les femmes dont les autres enfants sont d'âge scolaire ont eu suffisamment de temps entre les naissances pour rétablir leur admissibilité à des prestations. On ne constate aucun écart important entre les femmes qui ont un ou plusieurs enfants d'âge

[26] Un employé permanent est un répondant qui se définit comme une personne occupant un emploi permanent plutôt que comme un employé temporaire ou occasionnel, saisonnier, contractuel ou embauché temporairement par une agence.

[27] Le taux de non-réponse aux questions ayant servi à l'établissement des variables explicatives a réduit à 867 observations la taille de l'échantillon aux fins des estimations.

[28] Nous définissons la femme servant de référence en fixant toutes les variables nominales à zéro et en déterminant que toutes les variables continues sont égales à la moyenne de l'échantillon.

préscolaire et les femmes qui viennent de donner naissance pour ce qui est de la probabilité d'être admissible aux prestations.

Les caractéristiques liées à l'emploi sont d'importants corrélats de la probabilité d'être admissible aux prestations de maternité et parentales. En premier lieu, les femmes qui déclarent que l'emploi figurant sur leur RE est permanent sont beaucoup plus susceptibles d'être admissibles – la probabilité de déclarer des prestations s'établit à 90,8 p.100 comparativement à 70,8 p.100 dans le cas d'une personne servant de référence. En deuxième lieu, on associe une probabilité plus élevée de toucher des prestations à un emploi dans une grande entreprise plutôt que dans une petite entreprise ou une entreprise de taille moyenne – une augmentation de 14,9 points de pourcentage comparativement au cas de référence. Les femmes dont l'emploi figurant sur le RE a débuté dans les 30 semaines avant la cessation d'emploi (c.-à-d. les femmes qui ont occupé l'emploi inscrit sur leur RE moins de 30 semaines) sont moins susceptibles d'être admissibles à des prestations. La probabilité de déclarer des prestations d'AC/AE est seulement de 47,6 p.100 dans le cas d'une femme dont la durée d'emploi est inférieure à 30 semaines, ce qui représente une diminution de 23,2 points de pourcentage par rapport au cas de référence. Le fait d'avoir occupé un autre ou d'autres emplois en même temps que celui inscrit sur le RE ou d'afficher une interruption ou une absence au cours des 30 semaines ayant précédé le congé de maternité ou parental ne comporte pas d'associations statistiquement significatives avec la probabilité de toucher des prestations, toutes choses étant égales. Le nombre habituel d'heures de travail hebdomadaires dans l'emploi figurant sur le RE est aussi un facteur négligeable[29].

Enfin, la variable factice indiquant que le congé de maternité ou parental a été pris pendant la période d'AE n'est pas statistiquement significative[30]. Autrement dit, toutes choses étant égales, il n'y a aucune différence apparente dans la probabilité générale d'être admissible à des prestations de maternité et parentales après l'entrée en vigueur du régime d'AE.

Nous avions posé comme hypothèse que les femmes ayant accumulé un nombre peu élevé d'heures dans l'emploi figurant sur le RE (moins de 15 heures) profiteraient du nouveau régime d'AE (puisqu'elles n'auraient pas été admissibles à l'AC), tout comme les femmes comptant un grand nombre d'heures (plus de 35 heures par semaine) (étant donné qu'elles seraient admissibles avec un nombre moins élevé de semaines). Toutefois, lorsque nous avons intégré la variable factice indiquant que la cessation d'emploi s'était produite au cours de la période d'AE aux variables factices indiquant un nombre d'heures élevé ou peu élevé, aucune association significative n'est apparue. De même, nous nous

---

[29] Le coefficient estimé de l'appartenance syndicale est négatif et statistiquement significatif (bien que les femmes syndiquées possèdent beaucoup d'autres caractéristiques susceptibles d'accroître la probabilité de toucher des prestations). De fait, la taille de l'échantillon des travailleuses syndiquées ne déclarant pas de prestations est assez négligeable (seulement 29 observations), si bien qu'on ne devrait accorder que peu d'importance à ce résultat.

[30] Ce résultat est assez robuste pour faire l'objet d'une spécification. Dans 11 des 12 variantes du modèle figurant au tableau 3, nous constatons que la variable factice de l'AE est négative mais non significative. Si on ne tient pas compte de la durée de l'emploi inscrit sur le RE, ni des emplois occupés simultanément, ni des interruptions ou des absences au cours des 30 semaines qui ont précédé l'emploi figurant sur le RE, on observe alors que les femmes comprises dans la période d'AE sont *moins* susceptibles d'être admissibles à des prestations.

attendions à ce que les femmes ayant occupé plus d'un emploi pendant la période ayant précédé la naissance de leur enfant soient plus susceptibles d'être admissibles à l'AE, mais ici encore, l'interaction entre la variable factice des emplois simultanés et celle de la période d'AE n'était pas statistiquement significative[31].

[31] En raison de la taille relativement restreinte de l'échantillon, nous avons dû recourir à des variables factices régionales plutôt que provinciales. Par conséquent, nous ne pouvons effectuer une analyse approfondie des répercussions du changement de régime d'une province à l'autre. Nous avons aussi estimé les modèles à l'aide des taux de chômage trimestriels provinciaux chez les femmes plutôt que des variables factices régionales. Cette variable n'était pas statistiquement significative dans une spécification, autrement semblable à celle présentée au tableau 3, qui tient compte de l'expérience individuelle des femmes sur le plan du chômage au cours de la période ayant précédé la naissance de leur enfant. Si on élimine de la spécification les variables liées à la durée d'emploi ainsi qu'aux interruptions et absences, il n'est pas surprenant de constater une association entre un taux de chômage élevé et une probabilité moindre de toucher des prestations de maternité et parentales.

4. Reprise d'un emploi rémunéré

4.1 Analyse descriptive

À la différence des personnes qui touchent des prestations ordinaires d'assurance-chômage (AC) ou d'assurance-emploi (AE), toutes les nouvelles mères, dès qu'elles sont admissibles, ont droit à la *même* période de prestations. Les mères naturelles ont droit à 15 semaines de prestations après une période de carence de deux semaines. De plus, les femmes ont droit à 10 semaines de prestations parentales, bien que celles-ci puissent être partagées avec le conjoint. Par conséquent, le nombre total de semaines de prestations de maternité et parentales auquel une personne a droit est de 25 semaines, suivant une période de carence de deux semaines. Cette période d'admissibilité n'a pas changé par suite de la transition de l'AC à l'AE, en 1997. Toutefois, depuis janvier 2001, les prestations parentales ont été prolongées de sorte que la période d'admissibilité totale s'établit maintenant à 52 semaines. Compte tenu de cette importante modification, il est particulièrement intéressant d'étudier les caractéristiques qui sont associées aux femmes qui retournent dans un emploi rémunéré *avant* d'avoir épuisé leurs prestations.

La durée moyenne de tous les congés de maternité et parentaux dont se sont prévalues les femmes comprises dans notre échantillon pour la période de 1995 à 1998 s'établit à 35 semaines (y compris les cessations d'emploi qui étaient toujours en cours au moment de la seconde entrevue de l'ECPIE)[32]. Cette durée est légèrement supérieure aux estimations obtenues par Ten Cate (2000) et Marshall (1999) à l'aide des données de l'EDTR (33,4 semaines et 6,4 mois, respectivement). Ce résultat montre une fois de plus que l'échantillon de l'ECPIE ne tient pas compte des femmes qui n'ont pris qu'un congé très court après la naissance de leur enfant. La durée moyenne des cessations d'emploi consignées dans l'ECPIE, pendant la période d'AC, s'élevait à 34,2 semaines, tandis que la durée moyenne au cours de la période d'AE s'établissait à 35,8 semaines (une augmentation statistiquement significative). Si nous tenons compte uniquement des congés terminés au moment de la seconde entrevue (c.-à-d. des cas où la femme a repris un emploi rémunéré), la durée moyenne était de 28,7 semaines pendant la période d'AC et de 29,7 semaines pendant la période d'AE[33].

La figure 9 illustre la fréquence des congés pour toutes les personnes ayant interrompu leur emploi en raison d'une maternité ou d'un congé parental, et la figure 10, cette même fréquence uniquement pour les femmes[34]. Ces figures montrent une concentration des durées de congé autour de la période d'admissibilité à des prestations. Étant donné que le versement des prestations ne débute qu'une fois écoulée la période de carence de deux

---

[32] Comme le signale Ten Cate (2000), la durée moyenne des congés de maternité provinciaux est de 35 semaines, ce qui fait ressortir l'importance potentielle du droit légal à un congé, susceptible d'influer sur la décision des femmes de retourner ou non sur le marché du travail après la naissance d'un enfant.

[33] Les durées sont beaucoup plus courtes chez les hommes (ils n'ont accès qu'à 10 semaines de prestations parentales). Voir le tableau 1.

[34] Malgré le petit nombre d'hommes qui ont pris des congés parentaux, on remarque une pointe appréciable vers dix semaines lorsque les hommes font partie de l'échantillon, surtout au cours de la période d'AE.

semaines, une femme qui a bénéficié du plein montant des prestations de maternité et parentales disponibles aurait connu une cessation d'emploi totale de 27 semaines, la fréquence modale s'établissant, dans les faits, à 27 semaines tant avant qu'après le changement de régime. Au cours de la période d'AC, 14 p.100 de toutes les répondantes ont signalé une cessation d'emploi totale de 27 semaines; pendant la période d'AE, seulement 9 p.100 ont déclaré une cessation d'emploi d'exactement 27 semaines[35]. Il est également clair qu'un grand nombre de femmes ont repris un travail rémunéré quelques semaines avant ou après la période d'admissibilité de 27 semaines.

Malgré les pointes autour de la période de 27 semaines, il n'en demeure pas moins vrai que 31 p.100 des femmes ont repris un emploi rémunéré avant d'avoir épuisé la totalité des 27 semaines de prestations pendant la période d'AC; 32,2 p.100 n'avaient pas épuisé ces prestations pendant la période d'AE (l'écart n'est pas significatif).

En revanche, même si la majorité des nouvelles mères reprennent un emploi rémunéré à un moment quelconque après leur congé, les données de l'ECPIE indiquent qu'environ 9 p.100 des répondantes n'avaient pas repris d'emploi rémunéré 75 semaines après le début de leur congé de maternité ou parental[36] (ce qui est vrai à la fois pour l'échantillon de l'AC et celui de l'AE). Il faut dire que cette situation s'écarte radicalement des résultats semblables obtenus dans des pays européens, qui offrent depuis un certain temps des périodes de prestations de maternité et parentales plus longues. Gustafsson et coll. (1996) signalent que, 18 mois après la naissance d'un premier enfant, 62 p.100 des femmes d'Allemagne de l'Ouest n'avaient toujours pas repris un emploi rémunéré, et que les femmes de la Suède et du Royaume-Uni suivaient également cette tendance dans des proportions de 34 p.100 et 66 p.100, respectivement[37]. Par contre, Garrett et coll. (1990), au moyen des données de l'enquête américaine NLSY pour la période de 1979 à 1986, constatent que 25 p.100 des femmes n'ont jamais quitté la population active et que 74 p.100 d'entre elles sont retournées au travail au bout d'un an.

Le dernier aspect abordé dans cette recherche quant à l'expérience des femmes sur le marché du travail après la naissance d'un enfant est la reprise ou non du même emploi. Des études antérieures (Phipps, Burton et Lethbridge, 2000) laissent entendre que les femmes qui reprennent le même emploi, après avoir interrompu un travail rémunéré pour s'occuper d'un enfant, ne sont pas pénalisées du point de vue du revenu futur comparativement à celles qui changent d'emploi. Par conséquent, on peut se poser une autre importante question, à laquelle il est possible de répondre en examinant les données de l'ECPIE : combien de femmes reprennent le même emploi après leur congé de maternité, et jusqu'à quel point le passage de l'AC à l'AE a-t-il influé sur cette situation?

---

[35] Ici encore, il faut remarquer que la distribution de fréquences de l'ECPIE ne présente pas la même pointe à une durée totale inférieure à un mois, ce que laissent voir les données de l'EDTR pour 1993-1994. Marshall (1999) observe que 21 p. 100 des femmes reprennent le travail dans le mois qui suit la naissance de leur enfant. Ce groupe de femmes comprend sans doute les travailleuses autonomes ainsi que d'autres femmes qui, sachant qu'elles ne sont pas admissibles, ne prennent pas de congé autre que leurs vacances; par conséquent, notre échantillon n'est pas tout à fait représentatif de la population entière de femmes et d'hommes ayant un nouveau bébé.

[36] Compte tenu du fait que la durée écoulée entre l'émission du RE et la seconde entrevue peut varier d'une répondante à l'autre, nous avons calculé le nombre de répondantes qui n'avaient pas encore repris un emploi rémunéré après 75 semaines (la plus courte période entre l'émission d'un RE et une seconde entrevue ressortant de notre échantillon).

[37] La Suède et l'Allemagne offrent des prestations pendant une très longue période, mais non le R.-U.; ainsi, les données pour ce pays se révèlent intéressantes.

Selon le tableau 1, parmi les femmes qui ont repris un emploi rémunéré, 85,8 p.100 ont repris le même emploi au cours de la période d'AC et 84 p.100 ont fait de même pendant la période de l'AE (l'écart n'étant pas statistiquement significatif).

4.2 Analyse multidimensionnelle

Le fait qu'une femme qui a récemment donné naissance à un enfant reprenne ou non un emploi rémunéré et le moment qu'elle choisit pour le faire doivent être le résultat net d'une interaction complexe de processus. Les auteurs qui ont étudié cette question dans le passé (comme Garrett et coll., 1990; Gustafsson et coll., 1996; et Marshall, 1999) ont souligné l'importance du coût de renonciation, prédisant que les femmes qui possèdent un capital humain plus vaste (p. ex., un meilleur niveau de scolarité ou une expérience de travail plus étendue, variables sans doute factorisées en fonction de l'âge) reprendront plus rapidement un travail rémunéré parce qu'elles perdent davantage chaque semaine supplémentaire passée hors de leur emploi rémunéré. Au Canada, cet effet est susceptible de s'accroître du fait que les femmes à revenu élevé touchent un taux de remplacement réel inférieur au pourcentage nominal de 55 p.100 et, dans certains cas, qu'elles peuvent même être tenues de rembourser une partie des prestations au moment de produire leur déclaration de revenus. On remarquera que même un taux de remplacement de 55 p.100 est très inférieur à celui qu'offrent de nombreux pays européens (voir Phipps, 1995).

Nous pourrions aussi nous attendre à ce que les femmes détenant un bon emploi soient plus susceptibles de vouloir le reprendre. De plus, certains bons emplois pourraient comporter des attentes implicites de rendement qui exigent une reprise relativement hâtive des responsabilités. En revanche, si l'emploi est suffisamment mauvais, il pourrait en fait disparaître (c.-à-d. être offert à quelqu'un d'autre) même si la loi exige qu'il soit préservé lorsqu'une femme prend un congé de maternité. D'une façon ou d'une autre, les caractéristiques de l'emploi, plutôt que simplement celles de la femme, pourraient se révéler importantes pour expliquer le moment et la décision de reprendre un travail rémunéré.

Le goût de travailler à la maison ou à l'extérieur influera sans doute aussi sur la décision d'une femme de reprendre un emploi rémunéré après la naissance d'un enfant. Certaines femmes peuvent être plus attachées au marché du travail que d'autres, et seraient donc susceptibles de réintégrer la population active plus rapidement. Cet « attachement » n'est pas observable, quoique la durée de l'emploi ou le nombre habituel d'heures de travail dans l'emploi avant la naissance de l'enfant puisse donner une bonne indication.

Les femmes qui ont moins de ressources financières supplémentaires (p. ex., un revenu familial secondaire moins élevé en raison de la présence d'un seul parent ou du faible revenu du conjoint; peu de liquidités) pourraient ne pas être en mesure de se permettre une longue absence d'un emploi rémunéré. Par contre, même si elles disposent de ressources raisonnables, les femmes qui ont des obligations financières importantes (p. ex., une hypothèque) pourraient se sentir obligées de reprendre plus rapidement un travail rémunéré.

La présence d'autres enfants dans la famille accroîtrait la valeur de demeurer à la maison, mais les besoins financiers seraient aussi plus élevés, de sorte que la présence d'autres enfants comporte des implications nettes assez ambiguës. On peut penser que la présence d'autres enfants d'âge préscolaire aura des conséquences différentes de celles de la présence d'autres enfants d'âge scolaire (p. ex., le fait de demeurer à la maison signifie que la mère passera du temps avec l'enfant d'âge préscolaire, mais donnera aussi lieu à une économie sur le plan des frais de garde *à la fois* pour l'enfant d'âge préscolaire et le nouveau-né). L'absence de services de garde convenables pourrait dissuader la mère de reprendre un emploi rémunéré[38].

4.2.1 Retour hâtif

Nous avons commencé notre analyse multidimensionnelle en estimant un modèle probit de la probabilité que la nouvelle mère effectue un retour hâtif dans un emploi rémunéré (c'est-à-dire avant que ses prestations soient épuisées à 27 semaines)[39]. Comme nous l'avons vu précédemment, cette question semble particulièrement pertinente compte tenu du fait que les prestations de maternité et parentales ont récemment été prolongées jusqu'à un an. Si, par exemple, des difficultés financières dissuadent des femmes de profiter des 27 semaines complètes auxquelles elles ont droit, il est donc peu probable qu'elles soient en mesure de s'éloigner une année complète de leur travail rémunéré, peu importe leur désir de le faire.

Les variables explicatives comprises dans cette régression sont motivées par le paragraphe précédent. Par conséquent, nous tenons compte des mesures suivantes : 1) le coût de renonciation (c.-à-d. la scolarité, l'âge en tant que substitut de l'expérience et le salaire horaire de l'emploi figurant sur le RE avant la cessation d'emploi); 2) les ressources et les pressions financières (p. ex., liquidités du ménage, accession à la propriété[40]; présence d'un mari ayant un emploi à temps plein); 3) la situation de famille (présence d'enfants d'âge préscolaire autres que le nouveau-né, ou d'enfants d'âge

---

[38] On pourrait s'attendre à ce qu'une mauvaise santé (p. ex., une dépression postpartum) limite la possibilité de reprendre un travail rémunéré. Nous avons expérimenté avec cette variable, mais n'avons trouvé aucune association significative entre l'état de santé et la durée du congé de maternité ou parental. Cependant, des renseignements sur l'état de santé ont uniquement été recueillis au moment de la deuxième entrevue (c'est-à-dire au moins 75 semaines après la cessation d'emploi). Nous ne possédons aucune mesure antérieure de l'état de santé, si bien que l'information dont nous disposons risque d'être désuète. Nous n'avons donc pas jugé utile d'inclure dans l'analyse des données sur l'état de santé puisqu'il aurait fallu restreindre encore plus la taille de l'échantillon. Il faut également souligner que seulement 1,5 p. 100 des femmes qui ont parlé de leur état de santé ont indiqué avoir une mauvaise santé.

[39] Nous dirons qu'une femme est retournée tôt si la durée totale de son absence de l'emploi figurant sur le RE est inférieure à 27 semaines.

[40] Même si nous aurions aimé inclure les autres revenus du ménage comme mesure des ressources financières disponibles, l'ECPIE ne mesure peut-être pas particulièrement bien cette variable. En premier lieu, nous disposons uniquement d'une mesure sur quatre semaines plutôt que d'une mesure annuelle. En second lieu, pour 5,1 p. 100 de notre échantillon, la rémunération annuelle de la femme est supérieure au revenu annualisé du ménage.

scolaire[41]); 4) les caractéristiques de l'emploi occupé avant le congé (p. ex., situation d'employée permanente, taille de l'entreprise, statut syndical); 5) les antécédents de travail ou l'activité sur le marché du travail (p. ex., durée de l'emploi figurant sur le RE inférieure à 30 semaines; nombre habituel d'heures hebdomadaires dans l'emploi inscrit sur le RE; périodes sans travail rémunéré au cours de la période précédant la naissance; plusieurs emplois simultanés au cours de la période précédant la naissance); 6) la région; 7) les paramètres du régime (taux de remplacement des prestations, prestations d'AC/AE reçues, variable factice de l'AC par opposition à une variable factice de l'AE)[42].

Le tableau 4 présente les résultats des régressions. Prenons en premier lieu les caractéristiques du capital humain. Les femmes jeunes sont plus susceptibles de retourner tôt au travail; les femmes plus âgées sont moins susceptibles de reprendre un emploi rémunéré avant d'avoir épuisé les prestations auxquelles elles ont droit. La figure 4 illustre les effets marginaux estimés de cette situation. La femme servant de référence présente une probabilité de 47,5 p.100 de reprendre un travail rémunéré avant 27 semaines. Par contre, une jeune femme (de 15 à 24 ans par opposition à une autre de 25 à 34 ans, toutes autres caractéristiques étant constantes) présentera une probabilité de 64,2 p.100 de retourner tôt; une femme plus âgée (de 35 à 44 ans) affiche une probabilité de 34 p.100 de retourner tôt. Ces résultats pourraient sans doute s'expliquer par le fait que les femmes plus jeunes sont en train de bâtir leur carrière et craignent qu'une absence prolongée d'un travail rémunéré nuise à leur avancement. Ces chiffres ressemblent à ceux qu'ont obtenus Gustafson et coll. (1996) pour la Suède et l'Allemagne. Par contre, ces auteurs observent que les femmes plus âgées retournent plus rapidement au travail au Royaume-Uni.

Le tableau 4 indique aussi que les femmes n'ayant pas terminé leurs études secondaires sont moins susceptibles de retourner tôt au travail, tandis que les femmes qui ont terminé des études postsecondaires partielles sont plus susceptibles de reprendre un emploi rémunéré plus tôt[43]. La figure 4 donne une indication de la taille des effets estimés : 1) par rapport à une probabilité de base d'un retour hâtif s'établissant à 47,5 p.100, les femmes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires affichant une probabilité de

---

[41] Waldfogel et coll. (1999), par exemple, incluent une variable factice pour indiquer si la femme en est ou non à sa première grossesse. Comme le signale aussi Ten Cate (2000), les femmes avec d'autres enfants qui faisaient partie de la population active avant la naissance d'un autre enfant ont déjà démontré un attachement important à une main-d'œuvre rémunérée. Nos deux variables factices, qui indiquent respectivement la présence d'autres enfants d'âge préscolaire et la présence d'autres enfants d'âge scolaire, permettent aussi de faire ressortir les femmes qui en sont à leur première grossesse tout en indiquant *l'âge* des autres enfants, celui-ci étant probablement un facteur déterminant important dans la décision du retour au travail.

[42] Ten Cate (2000) a souligné l'importance des différences dans la réglementation provinciale relative à la durée du congé de maternité disponible, qui influe sur la décision des femmes de retourner sur le marché du travail après la naissance d'un enfant. Toutefois, toutes les provinces, à l'exception de l'Alberta, offraient au moins 27 semaines de congé entre 1995 et 1998, de sorte que ce facteur ne devrait pas entrer en jeu pour expliquer un retour hâtif. Nous suivons effectivement le raisonnement de Ten Cate et prêtons attention aux congés provinciaux dans les régressions subséquentes.

[43] Joshi et coll. (1996), et Gustafson (1996) croient que les prestations de maternité sont susceptibles d'accentuer les écarts de revenu entre les femmes. Autrement dit, les femmes possédant un niveau de scolarité plus élevé ont plus de chance d'occuper un meilleur emploi et, par conséquent, d'être admissibles à des prestations. S'il est permis de croire qu'elles profiteront des prestations pour ensuite retourner rapidement à leur ancien emploi, la naissance d'un enfant aura très peu d'effet sur l'expérience de travail et la rémunération future. Si les femmes dont le niveau de scolarité est inférieur sont moins susceptibles d'avoir droit à des prestations et qu'elles doivent quitter leur emploi et rester éloignées du marché du travail pendant une longue période, les conséquences à long terme de la naissance d'un enfant seront alors beaucoup plus importantes. Selon Joshi et coll., cette effet ressort au Royaume-Uni.

14,7 p.100 de retourner tôt; 2) les femmes qui détiennent un grade universitaire ont 62,5 p.100 de chance de retourner tôt, tous les autres facteurs étant constants. Ces conclusions reflètent la théorie du coût de renonciation. Si l'on tient compte du coût de renonciation, il est sans doute surprenant de constater que le salaire horaire d'une femme avant un congé de maternité ou parental ne représente pas un prédicteur statistiquement significatif d'un retour hâtif à un emploi rémunéré (même si plusieurs autres caractéristiques de son emploi sont prises en compte)[44].

La présence d'enfants d'âge scolaire fait passer de 47,5 p.100 pour le cas de référence à 74 p.100 la probabilité d'un retour hâtif au travail, sans doute à cause des besoins financiers accrus qu'on associe à la présence d'enfants supplémentaires; cependant la femme ne peut pas profiter d'une période à la maison avec l'enfant (voir la figure 4). La présence d'autres enfants d'âge préscolaire diminue la probabilité d'un retour hâtif, de 47,5 p.100 à 39,2 p.100, sans doute parce que le temps que la femme passe à la maison prend plus de valeur à ses yeux.

Les variables des pressions financières semblent aussi présenter une association importante avec un retour hâtif. En premier lieu, les femmes qui étaient célibataires au moment où elles ont quitté l'emploi figurant sur le RE sont plus susceptibles de reprendre leur emploi rémunéré avant la fin des prestations (une augmentation de 15,7 points de pourcentage – voir la figure 5) que les femmes mariées dont le mari occupe un emploi à plein temps. Même si le coefficient estimé pour les femmes dont le mari n'occupe pas un emploi à plein temps affiche comme prévu un signe positif, il n'est pas statistiquement significatif aux niveaux habituels (p. ex., 10 p.100). En deuxième lieu, plus le ménage dispose de liquidités élevées, moins la probabilité d'un retour hâtif existera. Par exemple, si le ménage possède des liquidités de 10 000 $ supérieures à celles de la moyenne de l'échantillon, la probabilité de retour hâtif à un travail rémunéré passe de 47,5 p.100 à 44 p.100. Troisièmement, les femmes qui sont propriétaires d'une maison sont plus susceptibles de retourner tôt (une augmentation de 10,9 points par rapport au cas de référence). Étant donné que, à cette étape de leur vie, la plupart des propriétaires de maison ont contracté un prêt hypothécaire, cette conclusion semblerait prouver l'existence d'une pression financière motivant un retour au travail[45].

Les caractéristiques de l'emploi de la femme semblent moins importantes pour déterminer son retour hâtif au travail que pour établir son admissibilité à des prestations. La seule variable statistiquement significative ici est l'appartenance syndicale – les femmes occupant un poste syndiqué avant la naissance d'un enfant sont plus susceptibles de retourner tôt au travail. Les antécédents de travail et l'activité antérieure de la femme prennent de l'importance dans la mesure où les femmes qui ont connu au moins une période de chômage dans la période qui a précédé la naissance de leur enfant sont moins

---

[44] Ten Cate (2000) constate que la probabilité de retour au travail dans le mois qui suit la naissance de l'enfant ne présente aucune association statistiquement significative avec le revenu gagné. La probabilité de retour au travail dans l'année qui suit la naissance d'un enfant affiche une association positive avec le revenu gagné.

[45] Il est possible de faire une distinction entre les propriétaires de maison avec et sans prêt hypothécaire. Dans une spécification antérieure, nous avions identifié les propriétaires de maison ayant un prêt hypothécaire selon qu'ils avaient déclaré effectuer des versements; les propriétaires sans prêt hypothécaire indiquent devoir payer des taxes foncières mais non devoir rembourser un prêt hypothécaire. Toutefois, nous n'observons aucun écart significatif entre les deux, de sorte que nous avons regroupé tous les propriétaires de maison dans notre spécification finale.

susceptibles que les autres de retourner à un travail rémunéré avant la fin de leur période de prestations.

Examinons enfin les variables liées au programme. En premier lieu, toutes autres choses étant égales, on ne constate aucun écart apparent entre les femmes qui ont pris un congé de maternité ou parental au cours des périodes d'AC ou d'AE. Étant donné que le nombre réel de semaines d'admissibilité n'a pas changé dans le cas des femmes admissibles, cela ne devrait pas nous surprendre (même s'il a pu y avoir des fluctuations indirectes du niveau de prestations; par exemple, le changement entre le taux de dépendance et le supplément de revenu de la famille pourrait avoir influé sur la probabilité du retour au travail). Les taux de prestations ou de remplacement[46] ne semblent pas jouer un rôle important. Enfin, l'admissibilité aux prestations est un facteur extrêmement important. Comme le soulignent à la fois Marshall (1999) et Ten Cate (2000), nous remarquons que les femmes qui ne sont *pas* admissibles à des prestations sont beaucoup *plus* susceptibles que les autres de retourner tôt à un emploi rémunéré[47]. Comme le montre la figure 6, la probabilité de retourner tôt au travail chez une femme qui déclare des prestations d'AC/AE s'établit à seulement 19,5 p.100 (une diminution de 28 points par comparaison à une femme autrement identique qui ne déclare aucune prestation à ce titre).

4.2.2 Retour à un emploi rémunéré

Joshi et coll. (1996) ainsi que Phipps et coll. (2000) ont souligné que le maintien du comportement vis-à-vis du marché du travail dans la période entourant la naissance de l'enfant peut avoir des répercussions importantes sur l'emploi à long terme. Par contre, il est évident que pour beaucoup de femmes, le fait de rester à la maison pour prendre soin des enfants peut constituer un choix de vie enrichissant (les pères qui font ce choix sont encore assez rares). Compte tenu particulièrement du récent prolongement important de la durée totale de l'admissibilité aux prestations de maternité et parentales, il semble pertinent d'utiliser des techniques d'analyse multidimensionnelle pour examiner les facteurs qui sont associés au retour éventuel à un emploi rémunéré. La plus longue période au sujet de laquelle nous disposons de renseignements sur presque tous les répondants de l'ECPIE est de 75 semaines. Par conséquent, nous avons donc procédé à une analyse par modèle probit pour déterminer la probabilité qu'une femme soit retournée à un emploi rémunéré 75 semaines après avoir pris un congé de maternité ou parental *et* qu'elle ait occupé un emploi rémunéré à la fin de la seconde entrevue. Il appert que 8,1 p.100 de toutes les femmes qui ont repris un travail rémunéré avaient soit perdu leur emploi, soit perdu leurs services de garde, soit simplement décidé qu'elles préféraient rester à la maison avec leur bébé au moment de la seconde entrevue (5,4 p.100 de toutes les femmes qui étaient retournées à un travail rémunéré à un moment

---

[46] L'ECPIE n'a pas permis de connaître le montant des prestations touchées. Par conséquent, nous calculons simplement le taux de prestations ou de remplacement d'après les règlements du programme.

[47] Même s'il semble important de tenir compte des services de garde disponibles, cette information ne pouvait être obtenue qu'au moment de la seconde entrevue. Étant donné que la question relative aux problèmes des services de garde se rattache à la période de 12 mois qui a précédé la seconde entrevue, laquelle s'est produite *au moins* 75 semaines après la cessation d'emploi, elle ne touche pas vraiment les problèmes de services de garde éprouvés dans les 27 premières semaines après la naissance de l'enfant.

quelconque avant la 75e semaine ne travaillaient pas au moment de la seconde entrevue *et* déclaraient ne pas chercher de travail).

La spécification utilisée est presque identique à celle que nous avons employée dans le précédent modèle de la probabilité d'un retour hâtif à un emploi rémunéré. La seule différence importante est que nous tenons maintenant également compte des difficultés que la femme a éprouvées ou non au moment de trouver des services de garde. Comme on l'a vu précédemment, l'absence de services de garde convenables pourrait restreindre, pour certaines femmes, les choix relatifs à la reprise d'un emploi rémunéré. Au moment de la seconde entrevue (c.-à-d. au moins 75 semaines après le début du congé de maternité ou parental), on a demandé aux femmes ayant des enfants de moins de 12 ans (ce groupe comprenant évidemment toutes les femmes de notre échantillon qui venaient tout juste d'avoir un enfant) de préciser si elles avaient utilisé ou cherché des services de garde au cours des 12 mois précédents. On a alors demandé à celles qui avaient répondu par l'affirmative si des difficultés à établir des dispositions convenables pour la garde de leur enfant les avaient empêchées de trouver un bon travail ou de décrocher un meilleur emploi. Nous pouvons donc répartir notre échantillon en quatre groupes : 1) 13,6 p.100 des femmes avaient cherché ou utilisé des services de garde au cours des 12 mois précédents et avaient connu des problèmes; 2) 66,1 p.100 avaient cherché ou utilisé des services de garde au cours des 12 mois précédents sans aucun problème; 3) 11,8 p.100 n'avaient *pas* cherché ni utilisé de services de garde mais étaient quand même retournées à un travail rémunéré (sans doute parce que, par exemple, leur mari ou leur mère était disponible pour s'occuper du nouveau-né alors qu'elles-mêmes retournaient à un travail rémunéré); et 8,5 p.100 n'avaient *pas* cherché ni utilisé de services de garde d'enfants et n'étaient pas retournées à un travail rémunéré 75 semaines après avoir quitté l'emploi figurant sur leur RE. Aux fins de l'estimation, nous retranchons de notre échantillon les femmes qui n'avaient pas répondu à la question sur les services de garde, bien que nous ayons aussi exécuté des modèles qui comprennent ces femmes, sans avoir trouvé beaucoup de différences au niveau des coefficients estimés.

Les résultats sont présentés au tableau 5, tandis que la figure 7 illustre les effets marginaux calculés. Une première remarque s'impose au sujet de ces résultats : bien qu'une partie des variables explicatives incluses affichent une association statistiquement significative avec la probabilité qu'une femme soit retournée et ait demeuré dans un emploi rémunéré après 75 semaines, l'ampleur estimée de bon nombre de ces variables est minime. Comme le montre la figure 7, la femme servant de référence affiche une probabilité de 98,9 p.100 de reprendre un emploi rémunéré, et très peu de facteurs diminuent considérablement cette probabilité. Il semble que le coût de renonciation et les pressions financières, étroitement associés à un retour hâtif, ont tous joué un rôle bien avant le stade de 75 semaines.

Par exemple, les femmes âgées de 15 à 24 ans sont moins susceptibles d'être retournées à un emploi rémunéré que les femmes de 25 à 34 ans, la taille estimée de l'association indiquant une diminution de 4,6 points de pourcentage quant à la probabilité d'un retour au travail (de 98,9 p.100 à 94,3 p.100). De plus, les femmes dont l'emploi figurant sur le RE était relativement récent (c.-à-d. moins de 30 semaines avant la cessation de l'emploi inscrit sur le RE) sont moins susceptibles d'être retournées à un travail rémunéré

(diminution de 8,2 points, c.-à-d. de 98,9 p.100 à 90,7 p.100). Dans l'ensemble, ces résultats pourraient laisser croire que les jeunes travailleuses et celles qui ont moins d'expérience éprouvent plus de difficultés à retourner sur le marché du travail après la naissance d'un enfant. Par contre, les femmes qui habitent dans un logement qui leur appartient sont moins susceptibles de retourner au travail (diminution de 98,9 p.100 à 95 p.100). Comme l'illustre la figure 7, même si les autres variables (p. ex., travailler dans une grande entreprise; occuper des emplois simultanés avant le congé) comportent des associations statistiquement significatives avec la probabilité d'avoir repris et conservé un emploi rémunéré, l'importance des associations estimées est très faible. Il faut aussi souligner que les variables relatives au programme (p. ex., le taux de remplacement des prestations, la déclaration de prestations d'AC/AE, le passage à l'AE) ne sont pas statistiquement significatives dans ce modèle. Ici encore, il semble probable que leur effet serait plus marqué dans la période qui se situe plus près de la naissance ou de l'adoption de l'enfant.

D'un autre côté, les questions relatives à la garde des enfants sont extrêmement importantes. Les femmes qui ont indiqué avoir éprouvé des difficultés à ce titre sont moins susceptibles d'être retournées à un emploi rémunéré 75 semaines après le début de leur congé de maternité ou parental que celles qui n'ont connu aucune difficulté. La figure 7 montre que la probabilité qu'une femme ait repris et conservé un emploi rémunéré après son congé de maternité ou parental si elle a connu des difficultés sur le plan des services de garde a diminué de 17,8 points (passant de 98,9 p.100 à 81,1 p.100).

4.3 Reprise du même emploi

Le tableau 6 présente les résultats de base d'un modèle probit de la probabilité de reprendre le même emploi après un congé de maternité ou parental. On estime ce modèle uniquement pour les femmes qui sont retournées à un emploi rémunéré.

Les femmes qui possèdent des diplômes d'études postsecondaires (un diplôme d'études collégiales ou un grade universitaire) sont plus susceptibles de reprendre le même emploi que les femmes qui ont terminé des études secondaires. La figure 8 montre que la probabilité de reprendre le même emploi augmente, passant de 87,7 p.100 chez la femme servant de référence qui a terminé ses études secondaires, à 93,7 p.100 chez une femme autrement identique qui a terminé des études universitaires. Autrement, les variables les plus importantes associées à un retour au même emploi semblent être les caractéristiques de l'emploi plutôt que celles de la femme. Les femmes occupant un emploi syndiqué sont plus susceptibles de reprendre le même emploi (augmentation de 6,7 points de pourcentage par rapport au cas de référence); les femmes qui travaillent pour une entreprise comptant plus de 100 employés sont plus susceptibles de reprendre le même emploi (augmentation de 4,7 points par rapport au cas de référence). Ces résultats reflètent le principe selon lequel les femmes qui occupent un emploi satisfaisant sont plus susceptibles d'y retourner – sans doute parce qu'elles le désirent mais aussi parce que l'emploi est toujours disponible.

En ce qui a trait aux variables du programme, nous ne constatons aucune association entre les prestations d'AC/AE reçues et la probabilité qu'une femme reprenne le même emploi après un congé de maternité ou parental, pas plus que le passage à l'AE n'a de répercussions importantes sur la probabilité d'un retour au même emploi. Enfin, à l'instar de Ten Cate (2000), nous avons ajouté une variable factice indiquant que la durée totale du congé d'une femme a dépassé la durée du congé provincial autorisé au moment de sa cessation d'emploi. Comme on le voit au tableau 2, près du tiers des femmes de l'échantillon ont pris un congé qui s'est prolongé au delà de la durée du congé autorisé dans la province. Conformément aux résultats de Ten Cate (2000), la variable comporte une importante association négative avec la probabilité qu'une femme reprenne le même emploi (la probabilité de retour au même emploi régresse, passant de 87,7 p.100 à 61,3 p.100) – mettant l'accent sur l'importance de pouvoir exercer son droit légal de reprendre le même emploi. Waldfogel et coll. (1999) s'attachent également à cet aspect en faisant observer que la couverture du congé familial accroît la probabilité qu'une femme retourne chez son employeur 12 mois après la naissance de son enfant, que ce soit aux États-Unis, au Royaume-Uni ou au Japon.

5. Conclusions

La présente étude est fondée sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (1995-1998). Elle vise à examiner les répercussions du passage de l'AC à l'AE sur quatre aspects de l'expérience vécue par les femmes dans le cadre du programme de prestations de maternité et parentales : 1) la probabilité de toucher des prestations; 2) la probabilité de reprendre un emploi rémunéré *avant* la fin de la période d'admissibilité aux prestations de maternité et parentales; 3) la probabilité de reprendre *un jour* un emploi rémunéré à un moment quelconque avant ou après la période de prestations; et 4) la probabilité de reprendre le *même emploi*.

Les données de l'ECPIE révèlent que 90,4 p.100 des répondantes à l'enquête qui étaient en congé de maternité ou parental ont signalé avoir touché des prestations en vertu de l'AC, tandis que 89,6 p. 100 recevaient des prestations en vertu de l'AE (l'écart n'étant pas statistiquement significatif). Toutefois, il a pu y avoir un déplacement des personnes effectivement admissibles (voir la figure 1). Autrement dit, certaines femmes qui n'étaient pas admissibles à l'AC le sont devenues aux termes de l'AE, tandis que des femmes qui avaient droit à l'AC ne sont plus admissibles en vertu de l'AE. Même si les proportions de femmes admissibles en vertu de l'AC ou de l'AE semblent plus ou moins s'annuler l'une l'autre, il semble que les femmes qui sont devenues admissibles à des prestations d'AE étaient, en moyenne, plus fortunées, mieux instruites, plus susceptibles d'appartenir au groupe des 25 à 34 ans, plus susceptibles d'être employées par une grande entreprise et plus susceptibles d'avoir occupé plus d'un emploi au cours de la période ayant précédé la naissance.

La probabilité qu'une femme en congé de maternité ou parental touche des prestations d'AC/AE dépend de divers facteurs. Les résultats de notre analyse économétrique révèlent ce qui suit : 1) les femmes âgées de 35 à 44 ans sont plus susceptibles d'être admissibles; 2) les femmes qui sont des employées permanentes sont plus susceptibles d'être admissibles; 3) les femmes qui ont travaillé pour une grosse entreprise (plus de 100 employés) sont plus susceptibles d'être admissibles; 4) les femmes dont l'emploi figurant sur leur RE a commencé moins de 30 semaines avant leur cessation d'emploi sont moins susceptibles d'être admissibles; 5) le passage de l'AC à l'AE n'a pas eu de répercussions statistiquement significatives sur la probabilité de toucher des prestations, compte tenu des autres caractéristiques pertinentes.

Les données de l'ECPIE indiquent que 31 p.100 des femmes qui ont cessé de travailler pour devenir mère ou parent sont retournées à un travail rémunéré avant 27 semaines (la période maximale d'admissibilité) en vertu de l'AC; 32,2 p.100 des prestataires d'AE étant retournées au travail plus tôt. Environ 9 p.100 n'avaient pas encore repris un emploi rémunéré 75 semaines après le début de leur cessation d'emploi (quel que soit le régime examiné). Les prestataires d'AC ont repris le même emploi dans une proportion de 85,8 p.100, le pourcentage s'établissant à 84 p. 100 dans le cas des prestataires d'AE.

D'autres études économétriques sur la probabilité de reprendre un travail rémunéré plus tôt (c'est-à-dire avant la fin de la période d'admissibilité à l'AC/AE) révèlent que : 1) les jeunes femmes sont plus susceptibles que les femmes plus âgées de retourner plus tôt; 2) les femmes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires sont moins susceptibles de retourner tôt, tandis que les femmes qui ont terminé des études postsecondaires sont plus susceptibles de reprendre le travail plus tôt; 3) les pressions financières peuvent accroître la probabilité d'un retour hâtif (p. ex., les femmes qui étaient célibataires au moment de l'émission du RE ou celles dont le mari ne travaille pas à plein temps sont plus susceptibles de retourner tôt; on associe également de faibles liquidités à un retour hâtif à un travail rémunéré; les femmes qui doivent s'acquitter d'un prêt hypothécaire sont plus susceptibles de retourner tôt); 4) les femmes qui touchent des prestations d'AC ou d'AE sont moins susceptibles de retourner tôt; 5) le passage de l'AC à l'AE n'a pas semblé avoir eu de répercussions apparentes sur la probabilité d'un retour hâtif à un emploi rémunéré.

Les principaux résultats d'une analyse par la méthode des probits quant à la probabilité de reprendre et de conserver un emploi rémunéré 75 semaines après le début du congé de maternité ou parental ont révélé ce qui suit : les femmes plus jeunes et moins expérimentées sont moins susceptibles d'être retournées au travail et les femmes éprouvant des problèmes à trouver des services de garde convenables sont particulièrement moins susceptibles d'être retournées au travail.

Enfin, des facteurs légèrement différents déterminent la probabilité de reprendre le même emploi (dans le cas de celles qui ont repris un emploi rémunéré) : 1) les femmes qui ont terminé des études supérieures affichent une plus forte probabilité de reprendre le même emploi; 2) les caractéristiques de l'emploi avant la naissance sont importantes (p. ex., les travailleuses syndiquées sont plus susceptibles de reprendre le même emploi; les femmes qui travaillent pour une grande entreprise sont plus susceptibles de retourner au travail); 3) le fait d'avoir reçu des prestations d'AC ou d'AE n'est pas un facteur important dans la reprise du même emploi; 4) le passage de l'AC à l'AE n'a pas influé sur la probabilité de reprendre le même emploi; et 5) les femmes dont la période de congé a dépassé la durée du congé disponible dans leur province étaient moins susceptibles de reprendre le même emploi.

Tableau 1

Analyse descriptive des effets de l'AE sur la probabilité d'avoir touché des prestations de maternité et parentales, la durée des congés de maternité et des congés parentaux terminés et la probabilité d'avoir repris le même emploi, avant l'admissibilité, dans le mois qui a suivi et dans les 75 semaines qui ont suivi

	Assurance-chômage (le RE est établi avant janvier 1997)	**Assurance-emploi (le RE est établi en janvier 1997 ou après cette date)**
Nombre d'observations dont le motif invoqué était un congé de maternité ou parental	631	533
% de femmes	96,8 %	91,5 %
% indiquant avoir touché des prestations		
Tous	90,4 %	89,6 %
Femmes	90,3 %	90,0 %
Hommes	92,9 % (n=19)	85,1 % (n=32)
Durée moyenne (en semaines) du congé de maternité ou parental terminé[1]		
Tous	28,7	29,7
Femmes	29,5	31,5
Hommes	8,2 (n=18)	9,4 (n=31)
% étant retournés au travail dans le mois qui a suivi l'émission du RE		
Tous	1,7 %	3,3 %
Femmes	1,0 %	1,5 %
Hommes	20,7 % (n=19)	22,4 % (n=32)
% étant retournés au travail avant 25 semaines (femmes), 10 semaines (hommes) [les personnes qui ont touché de l'AC/AE]		
Femmes	28,6 %	30,1 %
Hommes	70,1 % (n=17)	43,1 % (n=28)
% ayant repris le même emploi (les personnes qui ont terminé leur congé)		
Tous	86,1 %	85,2 %
Femmes	85,8 %	84,0 %
Hommes	94,5 % (n=18)	98,8 % (n=31)
% étant toujours en congé au moment de la seconde entrevue		
Tous	8,5 %	8,6 %
Femmes	8,7 %	8,3 %
Hommes	2,3 % (n=19)	11,4 % (n=32)
% qui sont retournés au travail avant 75 semaines		
Tous	90,9 %	90,9 %
Femmes	90,7 %	91,2 %
Hommes	97,7 % (n=19)	88,6 % (n=32)

Nota : ne tient pas compte des personnes dont on n'a pu calculer la durée à partir des données (32 observations).

[1]Congé terminé avant la seconde entrevue.

Tableau 2
Moyennes – Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental

	Toutes[5]		Toutes ayant déclaré des prestations d'AC/AE[6]	
	Avant janv. 1997	**Après janv. 1997**	**Avant janv. 1997**	**Après janv. 1997**
Celles qui ont déclaré des prestations d'AC/AE	90,3 %	90,0 %	100,0 %	100,0 %
Celles dont la durée du congé < 27 semaines	31,0 %	32,2 %	28,6 %	30,1 %
Celles dont le congé < 75 semaines	90,7 %	91,2 %	90,3 %	91,2 %
Celles qui ont repris l'emploi qu'elles occupaient avant le congé[3]	85,8 %	84,0 %	86,4 %	85,7 %
Celles qui étaient âgées de 15 à 24 ans	12,8 %	5,8 %*	10,6 %	5,0 %*
Celles qui étaient âgées de 25 à 34 ans	62,4 %	76,9 %*	62,5 %	76,7 %*
Celles qui étaient âgées de 35 à 44 ans	24,7 %	17,4 %*	26,9 %	18,4 %*
Celles qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires	5,2 %	5,5 %	5,3 %	5,8 %
Celles qui détenaient un diplôme d'études secondaires	45,7 %	32,9 %*	43,6 %	33,2 %*
Celles qui détenaient des diplômes non universitaires	24,1 %	30,2 %*	25,2 %	30,8 %*
Celles qui avaient un grade universitaire	25,1 %	31,4 %*	25,9 %	30,2 %*
Celles qui étaient célibataires au moment de l'émission du RE	13,3 %	9,4 %*	11,2 %	10,2 %
Celles qui étaient mariées au moment de l'émission du RE et dont le conjoint travaillait < 30 heures/semaine	9,6 %	5,9 %*	10,6 %	5,1 %*
Celles qui avaient des enfants à la maison âgés de 0 à 5 ans (autres que le nouveau bébé)	37,8 %	45,2 %*	38,5 %	46,5 %*
Celles qui avaient des enfants à la maison âgés de 6 à 17 ans	16,8 %	13,8 %	17,8 %	15,0 %
Celles qui résidaient dans la région atlantique du Canada	7,6 %	7,3 %	8,0 %	7,6 %
Celles qui résidaient au Québec	19,9 %	23,4 %*	18,2 %	23,3 %*
Celles qui résidaient en Ontario	38,4 %	34,4 %*	39,5 %	34,1 %*
Celles qui résidaient dans les Prairies	21,9 %	21,2 %	21,8 %	20,9 %
Celles qui résidaient en Colombie-Britannique	12,2 %	13,7 %	12,5 %	14,1 %
Valeur des liquidités (en dollars de 1997)	9 880	12 640*	10 284	12 801*
Celles qui étaient propriétaires de leur maison	72,7 %	78,9 %*	73,0 %	80,7 %*
Taux de remplacement des prestations	54,1 %	53,3 %*	54,1 %	53,3 %*
Salaire horaire des répondantes au moment de l'émission du RE (en dollars de 1997)	15,12	16,38*	15,26	16,51*

Tableau 2 (suite)
Moyennes – Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental

	Toutes[5]		Toutes ayant déclaré des prestations d'AC/AE[6]	
	Avant janv. 1997	Après janv. 1997	Avant janv. 1997	Après janv. 1997
Nombre habituel d'heures de travail par semaine effectuées par la répondante (emploi figurant sur le RE)	33,2	34,4*	33,6	34,5*
Celles qui étaient des employées permanentes[1]	90,6 %	94,5 %*	92,5 %	94,1 %
Celles dont l'employeur comptait < 20 employés[1]	32,7 %	27,6 %*	33,6 %	26,8 %*
Celles dont l'employeur comptait entre 20 et 99 employés[1]	28,7 %	27,7 %	28,0 %	25,6 %
Celles dont l'employeur comptait +100 employés[1]	38,6 %	44,7 %*	38,4 %	47,7 %*
Celles dont l'emploi était syndiqué[1]	31,8 %	30,0 %	30,1 %	29,0 %
Celles qui ont pris un congé de plus longue durée que ne le permet la loi provinciale sur la protection de l'emploi	32,0 %	35,9 %*	33,8 %	35,1 %
Celles qui ont connu une interruption d'emploi d'une semaine ou plus au cours de la période de référence[4] avant l'émission du RE	16,8 %	17,2 %	16,1 %	16,4 %
Celles qui ont occupé simultanément plus d'un emploi pendant la période de référence[4] avant l'émission du RE	5,8 %	11,5 %*	6,0 %	10,5 %*
Celles dont l'emploi figurant sur le RE a débuté pendant la période de référence[4]	6,6 %	7,1 %	6,5 %	4,9 %
Celles qui ont signalé des problèmes de garde d'enfants (seconde entrevue)	13,3 %	14,0 %	13,5 %	14,5 %
Celles qui n'ont signalé aucun problème de garde d'enfants	64,2 %	68,3 %	64,3 %	69,6 %*
Celles qui n'ont pas cherché de services de garde et qui ont un emploi	12,9 %	10,6 %	13,3 %	9,2 %*
Celles qui n'ont pas cherché de services de garde et qui n'ont pas d'emploi	9,6 %	7,2 %	8,9 %	6,6 %
Taux de chômage trimestriel des femmes à l'échelle provinciale[2]	9,1	8,7	9,0	8,7
Nombre d'observations	612	501	555	462

[1] Renvoi à l'emploi figurant sur le RE.
[2] Source : matrices 3452, 3454, 3456, 3458, 3460, 3462, 3464, 3466, 3468, 3470 du CANSIM.
[3] Celles qui ont repris un emploi rémunéré.
[4] La période de référence est la période de 26 à 40 semaines (selon la semaine exacte du RE) ayant précédé la semaine où le RE a été émis. On a recueilli, au cours de cette période, quelques renseignements sur l'emploi de la répondante aux fins de l'ECPIE.
[5] Les statistiques de l'échantillon comprennent toutes celles de l'enquête (c.-à-d. celles qui ont un RE).
[6] Les statistiques de l'échantillon comprennent seulement celles ayant un RE et qui déclarent avoir touché des prestations d'AC/AE.
* Indique que l'estimation de la période d'AE s'écarte de plus de deux erreurs-types de l'estimation de la période d'AC.

Tableau 3
Estimation par probits de la probabilité d'avoir déclaré des prestations d'assurance-chômage/assurance-emploi.
Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental
(nombre d'observations = 975)

Variable	Estimation du paramètre	Erreur-type	Pr Khi-deux
Valeur à l'origine	0,162	0,394	0,680
Celles qui avaient de 15 à 24 ans	-0,306	0,228	0,180
Celles qui avaient de 35 à 44 ans	0,803*	0,230	0,001
Celles qui avaient des enfants de 0 à 5 ans à la maison (à l'exception du nouveau bébé)	0,103	0,140	0,464
Celles qui avaient des enfants de 6 à 17 ans à la maison	0,464***	0,252	0,066
Celles qui étaient célibataires au moment de l'émission du RE	-0,033	0,212	0,875
Celles qui étaient mariées au moment de l'émission du RE et dont le conjoint travaillait < 30 heures par semaine	0,251	0,255	0,325
Celles qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires	0,211	0,323	0,514
Celles qui possédaient des diplômes non universitaires	0,212	0,168	0,209
Celles qui détenaient un grade universitaire	-0,201	0,177	0,255
Nombre d'heures par semaine dans l'emploi figurant sur le RE	0,007	0,008	0,365
Salaire horaire (emploi inscrit sur le RE)	0,010	0,013	0,443
Celles dont un membre du ménage est propriétaire du logement	0,136	0,162	0,401
Celles dont la date du RE était postérieure à janvier 1997	-0,159	0,134	0,236
Celles qui résidaient dans la région atlantique du Canada	0,431	0,308	0,161
Celles qui résidaient au Québec	-0,3178***	0,170	0,061
Celles qui résidaient au Manitoba ou en Saskatchewan	0,131	0,248	0,598
Celles qui résidaient en Alberta	-0,100	0,210	0,634
Celles qui résidaient en Colombie-Britannique	0,158	0,220	0,472
Celles dont l'emploi inscrit sur le RE était permanent	0,781*	0,212	0,000
Celles dont l'employeur ayant émis le RE comptait < 20 employés	0,055	0,165	0,738
Celles dont l'employeur ayant émis le RE comptait > 100 employés	0,517*	0,163	0,002
Celles dont l'emploi inscrit sur le RE était syndiqué	-0,638*	0,158	0,000
Celles qui occupaient des emplois simultanés pendant la période de référence[1] avant l'émission du RE	-0,185	0,213	0,385
Celles qui ont connu une interruption ou une absence > une semaine au cours de la période de référence[1] avant l'émission du RE	0,026	0,186	0,888

Tableau 3 (suite)
Estimation par probits de la probabilité d'avoir déclaré des prestations d'assurance-chômage/assurance-emploi.
Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 975)

Variable	Estimation du paramètre	Erreur-type	Pr Khi-deux
Celles dont l'emploi inscrit sur le RE a commencé pendant la période de référence[1]	-0,608*	0,232	0,009

R^2 généralisé = 0,098 R^2 maximal rééchelonné = 0,212 R^2 de McFadden =0,166

Test du rapport des vraisemblances (Nul : Tous les coefficients de pente =0) Khi^2 = 99,98 (valeur p =0,0001)

* significatif au niveau de confiance de 99 %
** significatif au niveau de confiance de 95 %
*** significatif au niveau de confiance de 90 %
[1]La période de référence est la période de 26 à 40 semaines (selon la semaine exacte du RE) qui a précédé la semaine où le RE a été émis. On a recueilli, au cours de cette période, des renseignements sur l'emploi de la répondante aux fins de l'ECPIE.

Tableau 3a
Vérification de la sensibilité du coefficient de l'AE par rapport à d'autres spécifications

Spécification	Coefficient	Erreur-type	Signification
Complète	-0,159	0,134	non significative
Sans variables liées à l'emploi	-0,1187	0,1190	non significative
Sans variables liées à la famille	-0,1117	0,1284	non significative
Sans les variables liées à la région	-0,1306	0,1314	non significative
Sans les heures de travail par semaine	-0,1474	0,1333	non significative
Sans la variable indiquant un emploi permanent	-0,1157	0,1290	non significative
Sans la variable indiquant le début de l'emploi au cours de la période de référence[1]	-0,2110	0,1325	non significative
Sans la variable indiquant une interruption ou une absence de plus d'une semaine pendant la période de référence	-0,1593	0,1339	non significative
Sans la variable indiquant des emplois simultanés	-0,1748	0,1323	non significative
Sans les heures de travail par semaine, les variables indiquant un emploi permanent, le début de l'emploi au cours de la période de référence[1], une interruption ou une absence, des emplois simultanés	-0,1532	0,1238	non significative
Sans les heures de travail par semaine, les variables indiquant le début de l'emploi au cours de la période de référence[1], une interruption ou une absence, des emplois simultanés	-0,2293	0,1295	significatif

[1]La période de référence est la période de 26 à 40 semaines (selon la semaine exacte du RE) qui a précédé la semaine où le RE a été émis. On a recueilli, au cours de cette période, des renseignements sur l'emploi de la répondante aux fins de l'ECPIE.

Tableau 4

Estimation par probits de la probabilité d'un retour au travail avant 27 semaines (avant la fin de la période de prestations d'AC/AE).
Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 862)

Variable	Estimation du paramètre	Erreur-type	Pr Khi-deux
Valeur à l'origine	-0,254	1,177	0,830
Celles qui avaient de 15 à 24 ans	0,426**	0,192	0,027
Celles qui avaient de 35 à 44 ans	-0,348**	0,147	0,018
Valeur des liquidités (en dollars de 1997)	-0,088*	0,031	0,004
Taux de remplacement des prestations	0,429	1,735	0,805
Celles qui avaient des enfants de 0 à 5 ans à la maison (à l'exception du nouveau bébé)	-0,211***	0,109	0,053
Celles qui avaient des enfants de 6 à 17 ans à la maison	0,706*	0,146	0,000
Celles qui étaient célibataires au moment de l'émission du RE	0,405**	0,166	0,015
Celles qui étaient mariées au moment de l'émission du RE et dont le conjoint travaillait < 30 heures par semaine	0,259	0,184	0,158
Celles qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires	-0,985*	0,288	0,001
Celles qui possédaient des diplômes non universitaires	0,168	0,124	0,175
Celles qui avaient un grade universitaire	0,382*	0,139	0,006
Nombre d'heures de travail par semaine dans l'emploi inscrit sur le RE	0,000	0,007	0,960
Salaire horaire (emploi figurant sur le RE)	0,004	0,012	0,713
Celles dont un membre du ménage est propriétaire du logement	0,275**	0,129	0,033
Celles dont la date du RE était postérieure à janvier 1997	0,028	0,102	0,784
Celles qui ont déclaré des prestations d'AC/AE	-0,7945*	0,167	0,000
Celles qui résidaient dans la région atlantique du Canada	0,190	0,195	0,331
Celles qui résidaient au Québec	-0,617*	0,146	0,000
Celles qui résidaient au Manitoba ou en Saskatchewan	-0,081	0,180	0,651
Celles qui résidaient en Alberta	0,046	0,158	0,770
Celles qui résidaient en Colombie-Britannique	-0,121	0,168	0,472
Celles dont l'emploi inscrit sur le RE était permanent	0,007	0,208	0,975
Celles dont l'employeur ayant émis le RE comptait < 20 employés	0,022	0,134	0,867
Celles dont l'employeur ayant émis le RE comptait > 100 employés	0,104	0,127	0,415
Celles dont l'emploi figurant sur le RE était syndiqué	0,203***	0,122	0,096
Celles qui occupaient des emplois simultanés pendant la période de référence[1] avant l'émission du RE	0,041	0,178	0,819

Tableau 4 (suite)
Estimation par probits de la probabilité d'un retour au travail avant 27 semaines (avant la fin de la période de prestations d'AC/AE). Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 862)

Variable	Estimation du paramètre	Erreur-type	Pr Khi-deux
Celles qui ont connu une interruption ou une absence > une semaine au cours de la période de référence[1] avant l'émission du RE	-0,714*	0,156	0,000
Celles dont l'emploi du RE a commencé pendant la période de référence[1]	0,285	0,235	0,225

R^2 généralisé = 0,145 R^2 maximal rééchelonné = 0,205 R^2 de McFadden =0,128

Test du rapport des vraisemblances (Nul : Tous les coefficients de pente =0) Khi^2 = 134,92 (valeur p =0,0001)

* significatif au niveau de confiance de 99 %

** significatif au niveau de confiance de 95 %

*** significatif au niveau de confiance de 90 %

[1]La période de référence est la période de 26 à 40 semaines (selon la semaine exacte du RE) qui a précédé la semaine où le RE a été émis. On a recueilli, au cours de cette période, des renseignements sur l'emploi de la répondante aux fins de l'ECPIE.

Tableau 5

Estimation par probits de la probabilité de reprendre un emploi rémunéré avant 75 semaines et d'occuper un emploi au moment de la seconde entrevue. Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 602)

Variable	Estimation du paramètre	Erreur-type	Pr Khi-deux
Valeur à l'origine	3,883	0,767	0,000
Celles qui avaient de 15 à 24 ans	-0,714***	0,368	0,052
Celles qui avaient de 35 à 44 ans	-0,087	0,236	0,713
Valeur des liquidités (en dollars de 1997)	0,064	0,060	0,286
Celles qui avaient des enfants de 0 à 5 ans à la maison (à l'exception du nouveau bébé)	-0,043	0,192	0,825
Celles qui avaient des enfants de 6 à 17 ans à la maison	-0,222	0,252	0,378
Celles qui étaient célibataires au moment de l'émission du RE	-0,430	0,315	0,173
Celles qui étaient mariées au moment de l'émission du RE et dont le conjoint travaillait < 30 heures par semaine	0,052	0,332	0,875
Celles qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires	0,082	0,361	0,820
Celles qui possédaient des diplômes non universitaires	0,488**	0,243	0,044
Celles qui détenaient un grade universitaire	0,227	0,253	0,369
Nombre d'heures par semaine dans l'emploi inscrit sur le RE	-0,038*	0,013	0,003
Salaire horaire (emploi du RE)	-0,023	0,017	0,178
Celles dont un membre du ménage est propriétaire du logement	-0,645**	0,272	0,018
Celles qui résidaient dans la région atlantique du Canada	-0,233	0,370	0,529
Celles qui résidaient au Québec	-0,818*	0,275	0,003
Celles qui résidaient au Manitoba ou en Saskatchewan	-0,489	0,313	0,117
Celles qui résidaient en Alberta	-0,368*	0,308	0,233
Celles qui résidaient en Colombie-Britannique	-0,363	0,310	0,241
Celles dont la date du RE était postérieure à janvier 1997	0,070	0,181	0,697
Celles qui ont déclaré des prestations d'AC/AE	0,132	0,320	0,680
Celles dont l'emploi du RE était permanent	-0,081	0,337	0,811
Celles dont l'employeur ayant émis le RE comptait < 20 employés	-0,064	0,226	0,777
Celles dont l'employeur ayant émis le RE comptait > 100 employés	0,635*	0,228	0,005
Celles dont l'emploi figurant sur le RE était syndiqué	-0,365***	0,220	0,097
Celles qui occupaient des emplois simultanés pendant la période de référence[1] avant l'émission du RE	1,176**	0,535	0,028
Celles qui ont connu une interruption ou une absence > une semaine au cours de la période de référence[1] avant l'émission du RE	0,101	0,293	0,730

Tableau 5 (suite)
Estimation par probits de la probabilité de reprendre un emploi rémunéré avant 75 semaines et d'occuper un emploi au moment de la seconde entrevue. Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 602)

Variable	Estimation du paramètre	Erreur-type	Pr Khi-deux
Celles dont l'emploi du RE a commencé pendant la période de référence[1]	-0,967**	0,455	0,034
Celles dont les problèmes de service de garde les ont empêchées de trouver/occuper un emploi convenable	-1,410*	0,221	0,000

R^2 généralisé = 0,177 R^2 maximal rééchelonné = 0,3676 R^2 de McFadden =0,297

Test du rapport des vraisemblances (Nul : Tous les coefficients de pente =0) Khi^2 = 117,15 (valeur p =0,0001)

* significatif au niveau de confiance de 99 %

** significatif au niveau de confiance de 95 %

*** significatif au niveau de confiance de 90 %

[1]La période de référence est la période de 26 à 40 semaines (selon la semaine exacte du RE) qui a précédé la semaine où le RE a été émis. On a recueilli, au cours de cette période, des renseignements sur l'emploi de la répondante aux fins de l'ECPIE.

Tableau 6

Estimation par probits de la probabilité de reprendre le même emploi (lorsqu'il y a retour au travail).
Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 789)

Variable	Estimation du paramètre	Erreur-type	Pr Khi-deux
Valeur à l'origine	1,010***	0,496	0,042
Celles qui avaient de 15 à 24 ans	-0,352	0,231	0,128
Celles qui avaient de 35 à 44 ans	-0,045	0,177	0,799
Valeur des liquidités (en dollars de 1997)	0,037	0,038	0,326
Celles qui avaient des enfants de 0 à 5 ans à la maison (à l'exception du nouveau bébé)	0,218	0,146	0,135
Celles qui avaient des enfants de 6 à 17 ans à la maison	-0,344***	0,176	0,051
Celles qui étaient célibataires au moment de l'émission du RE	0,178	0,210	0,397
Celles qui étaient mariées au moment de l'émission du RE et dont le conjoint travaillait < 30 heures par semaine	1,092*	0,402	0,007
Celles qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires	0,132	0,266	0,619
Celles qui possédaient des diplômes non universitaires	0,501*	0,161	0,002
Celles qui détenaient un grade universitaire	0,372**	0,186	0,046
Nombre d'heures par semaine dans l'emploi inscrit sur le RE	0,006	0,008	0,436
Salaire horaire (emploi du RE)	-0,007	0,012	0,568
Celles dont un membre du ménage est propriétaire du logement	0,042	0,158	0,793
Celles dont la date du RE était postérieure à janvier 1997	-0,159	0,257	0,537
Celles qui ont déclaré des prestations d'AC/AE	-0,217	0,192	0,258
Celles qui résidaient dans la région atlantique du Canada	-0,083	0,237	0,726
Celles qui résidaient au Québec	-0,062	0,217	0,774
Celles qui résidaient au Manitoba ou en Saskatchewan	0,033	0,213	0,877
Celles qui résidaient en Alberta	-0,273**	0,133	0,040
Celles qui résidaient en Colombie-Britannique	0,090	0,208	0,666
Celles dont l'emploi inscrit sur le RE était permanent	-0,157	0,274	0,565
Celles dont l'employeur ayant émis le RE comptait < 20 employés	-0,123	0,157	0,435
Celles dont l'employeur ayant émis le RE comptait > 100 employés	0,276***	0,167	0,099
Celles dont l'emploi figurant sur le RE était syndiqué	0,431**	0,169	0,011
Celles qui ont pris un congé d'une durée supérieure à celle qu'autorise la loi provinciale sur la protection de l'emploi	-0,871*	0,163	0,000
Celles qui occupaient des emplois simultanés pendant la période de référence[1] avant l'émission du RE	-0,135	0,217	0,533

Tableau 6 (suite)
Estimation par probits de la probabilité de reprendre le même emploi (lorsqu'il y a retour au travail). Femmes âgées de 15 à 44 ans ayant pris un congé de maternité ou parental (nombre d'observations = 789)

Variable	Estimation du paramètre	Erreur-type	Pr Khi-deux
Celles qui ont connu une interruption ou une absence > une semaine au cours de la période de référence[1] avant l'émission du RE	0,142	0,187	0,446
Celles dont l'emploi inscrit sur le RE a commencé pendant la période de référence[1]	-0,663**	0,268	0,013

R^2 généralisé = 0,148 R^2 maximal rééchelonné = 0,257 R^2 de McFadden =0,187

Test du rapport des vraisemblances (Nul : Tous les coefficients de pente =0) Khi^2 = 126,49 (valeur p =0,0001)

* significatif au niveau de confiance de 99 %

** significatif au niveau de confiance de 95 %

*** significatif au niveau de confiance de 90 %

[1]La période de référence est la période de 26 à 40 semaines (selon la semaine exacte du RE) qui a précédé la semaine où le RE a été émis. On a recueilli, au cours de cette période, des renseignements sur l'emploi de la répondante aux fins de l'ECPIE.

Figure 1
Normes d'admissibilité selon le régime d'AC et le régime d'AE

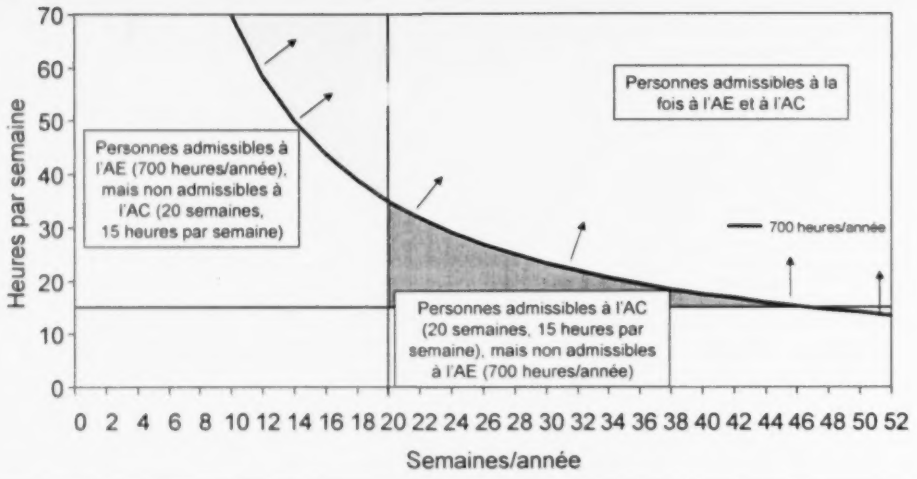
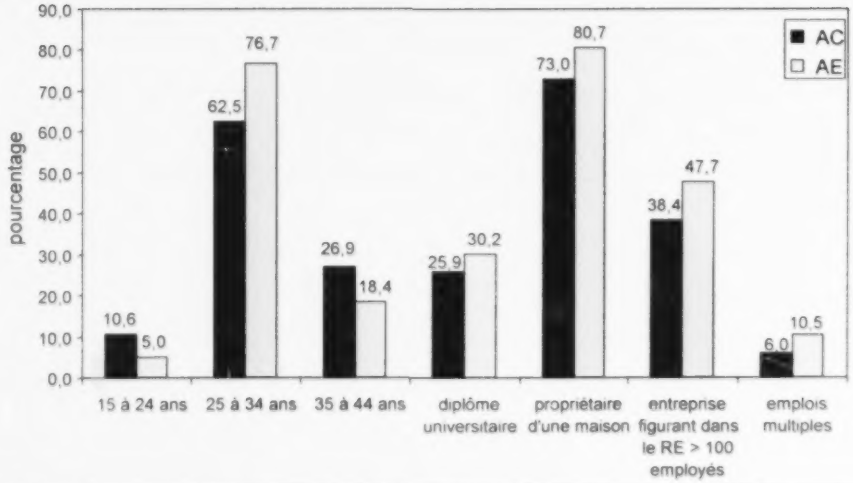


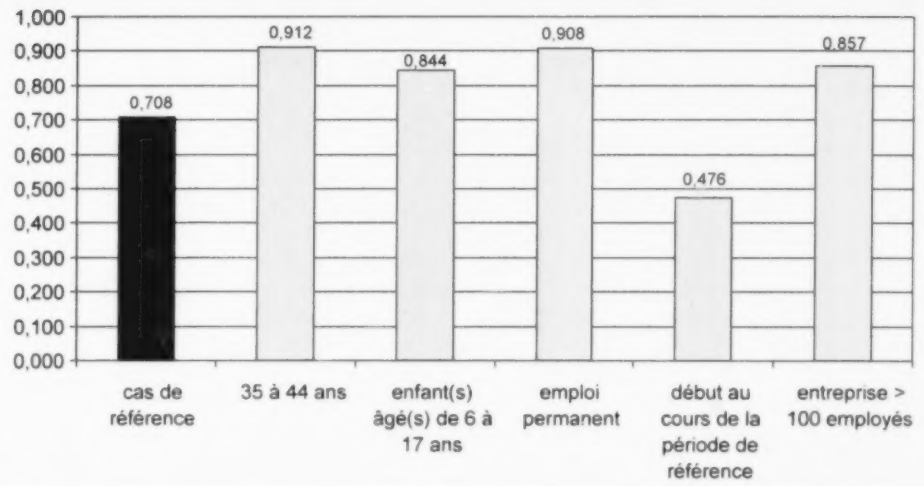
Figure 2
Comparaison des caractéristiques des répondants pour les périodes d'AE et d'AC. Personnes qui ont pris un congé de maternité ou parental



Nota : Les différences sont significatives au niveau de confiance de 95 %.

Source : Voir le tableau 2

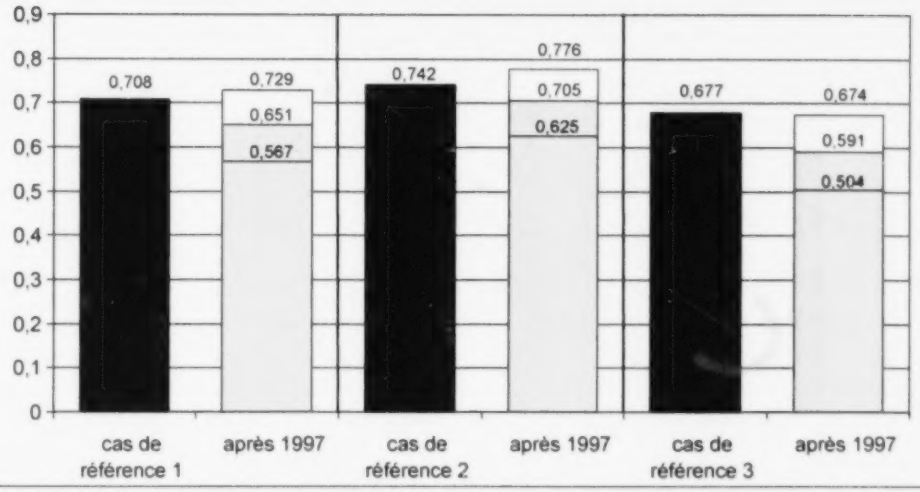
Figure 3
Probabilité de déclarer des prestations d'assurance-chômage/assurance-emploi



Nota : La référence est une femme âgée de 25 à 34 ans, sans autre enfant (que le nouveau-né), mariée au moment de la cessation d'emploi, dont le conjoint travaille plus de 30 heures par semaine. La femme a un diplôme d'études secondaires, travaille 33,7 heures par semaine et gagne 15,72 $ l'heure, est locataire, a un RE antérieur à janvier 1997, et vit en Ontario. L'employeur figurant dans son RE compte de 20 à 100 employés, et l'emploi occupé n'est ni permanent ni syndiqué. Par ailleurs, la femme en question n'a pas occupé plus d'un emploi au cours de la période de référence avant le RE, n'a pas connu de discontinuité d'emploi ni d'absence au cours de cette période, et son emploi a commencé avant la période de référence.

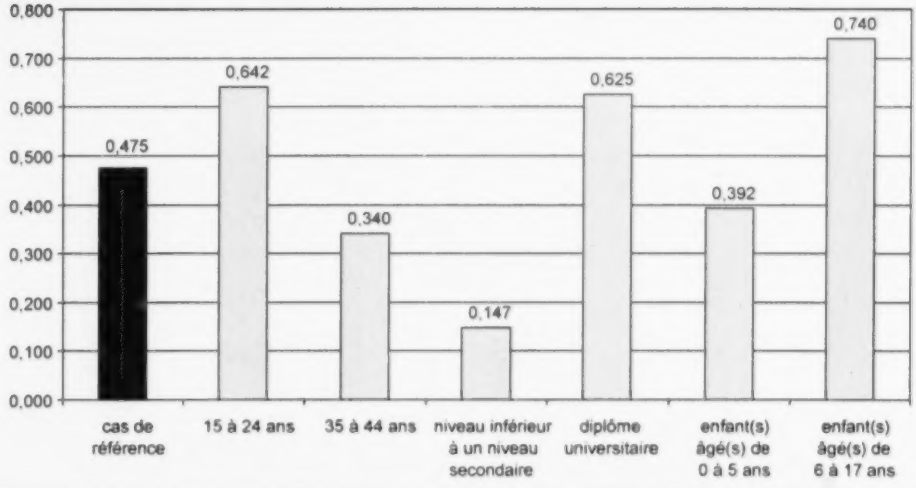
Figure 3a

Analyse de la sensibilité du coefficient de l'AE par rapport à d'autres spécifications. Probabilité de toucher des prestations d'AC/AE



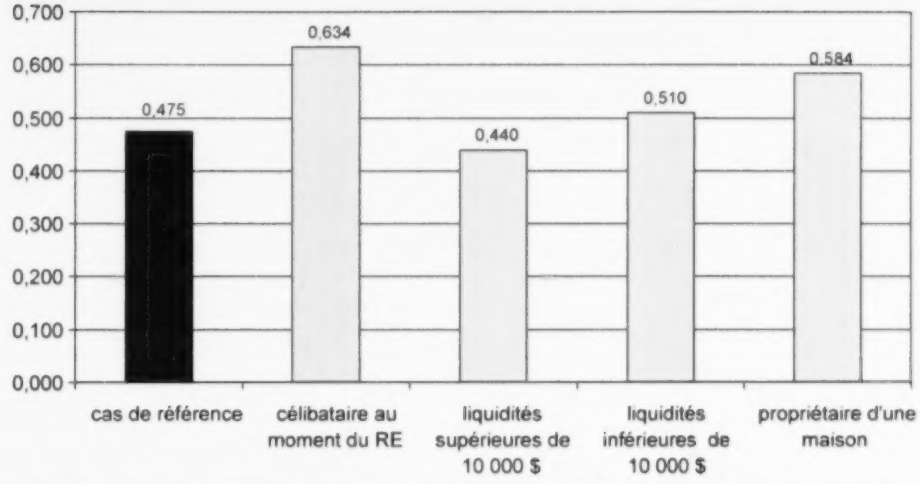
Nota : La référence est une femme âgée de 25 à 34 ans, sans autre enfant (que le nouveau-né), mariée au moment de la cessation d'emploi, dont le conjoint travaille plus de 30 heures par semaine. La femme a un diplôme d'études secondaires, travaille 33,7 heures par semaine et gagne 15,72 $ l'heure, est locataire, a un RE antérieur à janvier 1997, et vit en Ontario. L'employeur figurant dans son RE compte de 20 à 100 employés, et l'emploi occupé n'est ni permanent ni syndiqué. Par ailleurs, la femme en question n'a pas occupé plus d'un emploi au cours de la période de référence avant le RE, n'a pas connu de discontinuité d'emploi ni d'absence au cours de cette période, et son emploi a commencé avant la période de référence. Le cas de référence 2 correspond à la même personne, mais exclut les variables de la « famille ». Le cas de référence 3 inclut les variables de la « famille », mais exclut les heures et les variables factices correspondant au début au cours de la période de référence, à la discontinuité et aux absences et aux emplois simultanés.

Figure 4
Probabilité de retourner au travail avant les 27 semaines



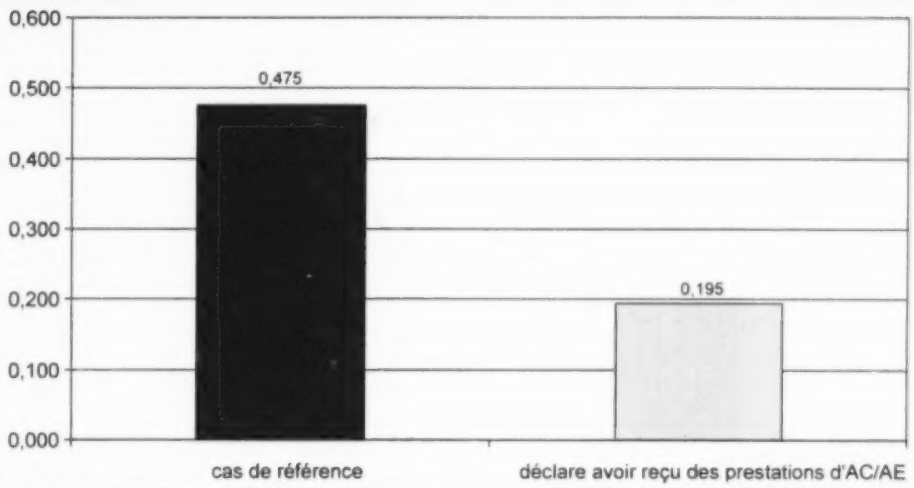
Nota : La référence est une femme âgée de 25 à 34 ans, sans autre enfant (que le nouveau-né), mariée au moment de la cessation d'emploi, dont le conjoint travaille plus de 30 heures par semaine. La femme a un diplôme d'études secondaires, travaille 33,7 heures par semaine et gagne 15,72 $ l'heure, est locataire, a un RE antérieur à janvier 1997, et vit en Ontario. L'employeur figurant dans son RE compte de 20 à 100 employés, et l'emploi occupé n'est ni permanent ni syndiqué. Par ailleurs, la femme en question n'a pas occupé plus d'un emploi au cours de la période de référence avant le RE, n'a pas connu de discontinuité d'emploi ni d'absence au cours de cette période, et son emploi a commencé avant la période de référence. Enfin, ses liquidités sont évaluées à 11 211 $ en dollars de 1997, et le ratio de remplacement des prestations est de 0,5372.

Figure 5
Probabilité de retourner au travail avant les 27 semaines



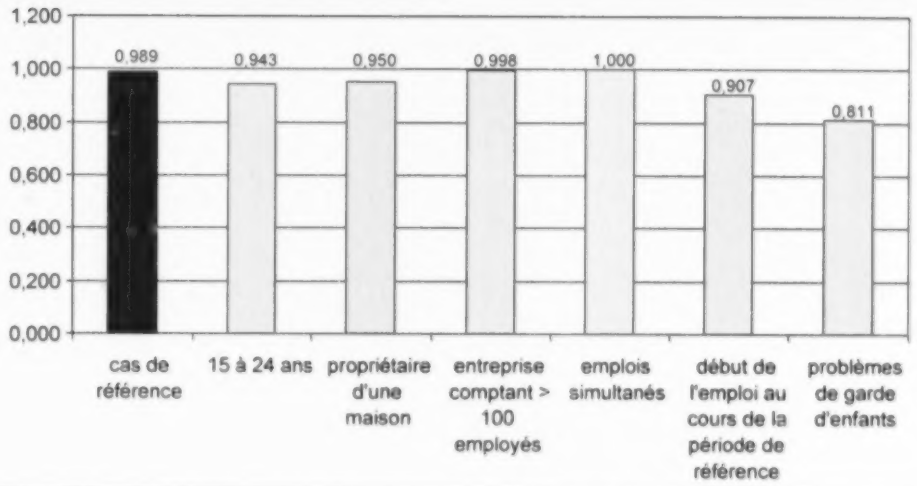
Nota : La référence est une femme âgée de 25 à 34 ans, sans autre enfant (que le nouveau-né), mariée au moment de la cessation d'emploi, dont le conjoint travaille plus de 30 heures par semaine. La femme a un diplôme d'études secondaires, travaille 33,7 heures par semaine et gagne 15,72 $ l'heure, est locataire, a un RE antérieur à janvier 1997, et vit en Ontario. L'employeur figurant dans son RE compte de 20 à 100 employés, et l'emploi occupé n'est ni permanent ni syndiqué. Par ailleurs, la femme en question n'a pas occupé plus d'un emploi au cours de la période de référence avant le RE, n'a pas connu de discontinuité d'emploi ni d'absence au cours de cette période, et son emploi a commencé avant la période de référence. Enfin, ses liquidités sont évaluées à 11 211 $ en dollars de 1997, et le ratio de remplacement des prestations est de 0,5372.

Figure 6
Probabilité de retourner au travail avant les 27 semaines



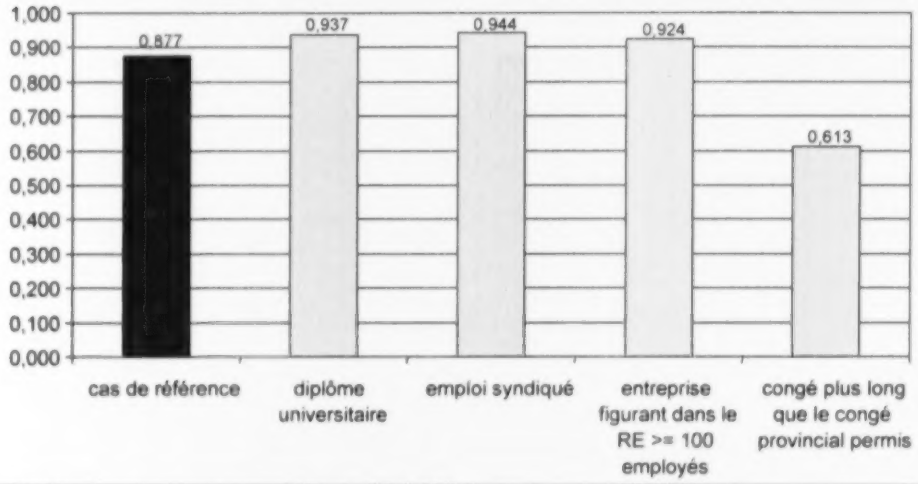
Nota : La référence est une femme âgée de 25 à 34 ans, sans autre enfant (que le nouveau-né), mariée au moment de la cessation d'emploi, dont le conjoint travaille plus de 30 heures par semaine. La femme a un diplôme d'études secondaires, travaille 33,7 heures par semaine et gagne 15,72 $ l'heure, est locataire, a un RE antérieur à janvier 1997, et vit en Ontario. L'employeur figurant dans son RE compte de 20 à 100 employés, et l'emploi occupé n'est ni permanent ni syndiqué. Par ailleurs, la femme en question n'a pas occupé plus d'un emploi au cours de la période de référence avant le RE, n'a pas connu de discontinuité d'emploi ni d'absence au cours de cette période, et son emploi a commencé avant la période de référence. Enfin, ses liquidités sont évaluées à 11 211 $ en dollars de 1997, et le ratio de remplacement des prestations est de 0,5372.

Figure 7
Probabilité de retourner au travail avant 75 semaines et probabilité de travailler au moment de la deuxième entrevue



Nota : La référence est une femme âgée de 25 à 34 ans, sans autre enfant (que le nouveau-né), mariée au moment de la cessation d'emploi, dont le conjoint travaille plus de 30 heures par semaine. La femme a un diplôme d'études secondaires, travaille 33,7 heures par semaine et gagne 15,72 $ l'heure, est locataire, a un RE antérieur à janvier 1997, et vit en Ontario. L'employeur figurant dans son RE compte de 20 à 100 employés, et l'emploi occupé n'est ni permanent ni syndiqué. Par ailleurs, la femme en question n'a pas occupé plus d'un emploi au cours de la période de référence avant le RE, n'a pas connu de discontinuité d'emploi ni d'absence au cours de cette période, et son emploi a commencé avant la période de référence. Enfin, ses liquidités sont évaluées à 12 131 $ en dollars de 1997.

Figure 8
Probabilité de reprendre le même emploi
(dans le cas des personnes qui sont retournées au travail)



Nota : La référence est une femme âgée de 25 à 34 ans, sans autre enfant (que le nouveau-né), mariée au moment de la cessation d'emploi, dont le conjoint travaille plus de 30 heures par semaine. La femme a un diplôme d'études secondaires, travaille 33,7 heures par semaine et gagne 15,72 $ l'heure, est locataire, a un RE antérieur à janvier 1997, et vit en Ontario. L'employeur figurant dans son RE compte de 20 à 100 employés, et l'emploi occupé n'est ni permanent ni syndiqué. Par ailleurs, la femme en question n'a pas occupé plus d'un emploi au cours de la période de référence avant le RE, n'a pas connu de discontinuité d'emploi ni d'absence au cours de cette période, et son emploi a commencé avant la période de référence. Enfin, ses liquidités sont évaluées à 11 211 $ en dollars de 1997, et le ratio de remplacement des prestations est de 0,5372.

Figure 9
Durée du congé de maternité et parental en vertu de l'AC et de l'AE

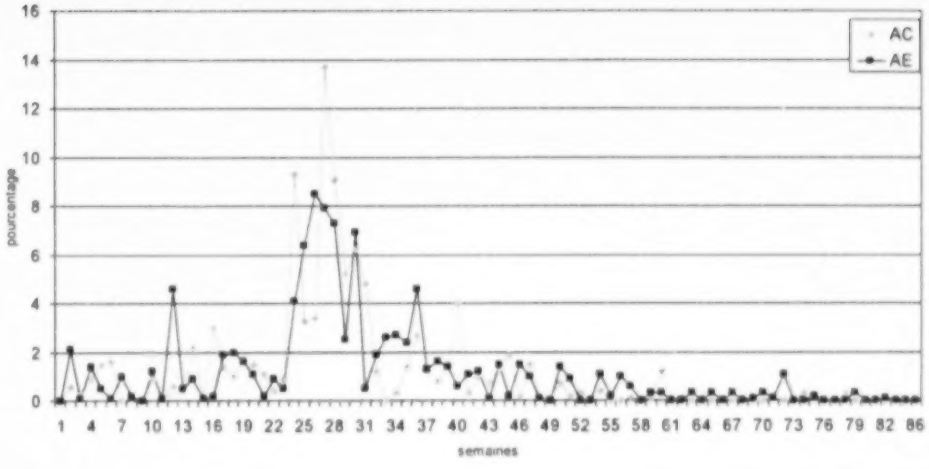
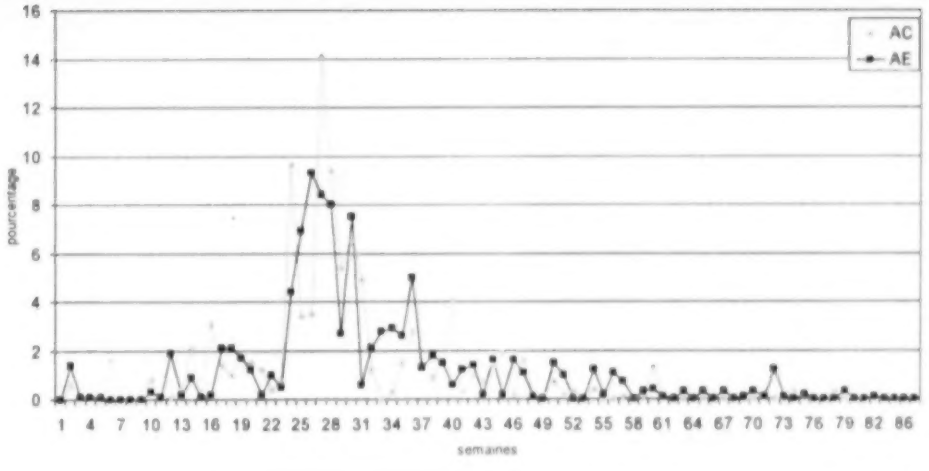


Figure 10
Durée du congé de maternité et parental en vertu de l'AC et de l'AE. Femmes seulement



Bibliographie

BECKER, Gary S. *A Treatise on the Family*, Cambridge, Harvard University Press, 1981.

DALTO, Guy C. « A Structural Approach to Women's Hometime and Experience-Earnings Profiles: Maternity Leave and Public Policy », *Population Research and Policy Review*, 8, 1989, p. 247-266.

DESAI, Sonalde, et Linda J. WAITE. « Women's Employment During Pregnancy and After the First Birth: Occupational Characteristics and Work Commitment », *American Sociological Review*, 56 (août), 1991, p. 551-566.

GARRET, Patricia, Deeann WENK et Sally LUBECK. « Working Around Childbirth: Comparative and Empirical Perspectives on Parental-Leave Policy », *Child Welfare*, 69:5, 1990, p. 401-413.

GREEN, David A., et W. Craig RIDDELL. « Les effets de l'adoption des critères d'admissibilité fondés sur les heures de travail », Développement des ressources humaines Canada, Évaluations stratégiques et contrôle, Évaluation et développement des données, Politique stratégique, document de discussion n° SP-AH138-11-00F, 2000.

GRUBER, Jonathan. « The Incidence of Mandated Maternity Benefits », *The American Economic Review*, 84:3, 1994, p. 622-641.

GUSTAFSSON, Siv. S., Cecile M.M.P WETZELS, et Jan Dirk VLASBOLM. « Women's labor force transitions in connection with childbirth: A panel data comparison between Germany, Sweden and Great Britain », *Journal of Population Economics*, 9, 1996, p. 223-246.

HOEM, Jan M. « Social Policy and Recent Fertility Change in Sweden », *Population and Development Review*, 16:4, 1990, p. 735-748.

HYATT, Douglas E., et William J. MILNE. « Can Public Policy Affect Fertility », *Analyse de politiques*, 17:1, 1991, p. 77-85.

JOESCH, Jutta M. « Children and the Timing of Women's Paid Work After Childbirth: A Further Specification of the Relationship », *Journal of Marriage and the Family*, 56 (mai), 1994, p. 429-440.

JOSHI, Heather, Susan MACRAN, et Shirley DEX. « Employment after childbearing and women's subsequent labour force participation: Evidence from the British 1958 birth cohort », *Journal of Population Economics*, 9, 1996, p. 325-348.

KLERMAN, Jacob Alex, et Arleen LEIBOWITZ. « Labour Supply Effects of State Maternity Leave Legislation », dans *Gender & Family Issues in the Workplace*, Francine D. Blau et Ronald G. Ehrenberg (éd.), New York, Russell Sage Foundation, 1997, p. 65-85.

KLERMAN, Jacob Alex, et Arleen LEIBOWITZ. « The Work-Employment Distinction Among New Mothers », *The Journal of Human Resources,* 29:2, 1994, p. 277-303.

MOLONEY, Joanne. « Les congés de maternité », *Tendances sociales canadiennes,* 1989a, p. 30-34.

MOLONEY, Joanne. « Les congés de maternité », *L'emploi et le revenu en perspective,* Ottawa, Statistique Canada, 1, 1989b, p. 27-46.

ONDRICH, Jan C., Katharina SPIESS, et Qing YANG. « Barefoot and in a German kitchen: Federal parental leave and benefit policy and the return to work after childbirth in Germany », *Journal of Population Economics*, 9, 1996, p. 247-266.

PAL, Leslie A. « Maternity Benefits and Unemployment Insurance: A question of Policy Design », *Analyse de politique,*11:3, 1985, p. 551-560.

PHIPPS, Shelley. « Comparaison des prestations de maternité et des prestations parentales à l'échelle internationale », Direction des programmes d'assurance, Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, rapport final, 1995.

PHIPPS, Shelley. « L'accès potentiel aux prestations de maternité et parentales au Canada », rapport rédigé à l'intention de Développement des ressources humaines Canada, 1994.

PHIPPS, Shelley. « Maternity and Parental Benefits in Canada: Are there Behavioural Implications? », *Analyse de politiques*, à venir.

PHIPPS, Shelley, Peter BURTON, et Lynn LETHBRIDGE. « In and Out of the Labour Market: Long-Term Income Consequences of Child-Related Interruptions to Women's Paid Work », *Revue canadienne d'économique*, à venir.

ROUTHIER, Anne, et Stephanie LABOWKA. « Unemployment Insurance Provision of Special Benefits: Evaluation Synthesis and Issues », Développement des ressources humaines Canada, Direction des programmes d'assurance, Direction de l'Évaluation, Politique stratégique, 1994. (Première version)

RUHM, Christopher J. « The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe », *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, p. 285-317.

RUHM, Christopher J., et Jackqueline L. TEAGUE. « Parental Leave Policies in Europe and North America », dans *Gender & Family Issues in the Workplace,* Francine D. Blau et Ronald G. Ehrenberg (éd.), New York, Russell Sage Foundation, 1997, p. 92-126.

SWEETMAN, Arthur. « Les répercussions de l'AE sur les personnes qui travaillent moins de 15 heures par semaine », Développement des ressources humaines Canada, Évaluations stratégiques et contrôle, Évaluation et développement des données, Politique stratégique, document de discussion n° SP-AH137-11-00F, 2000.

TEN CATE, Adrienne. *Labour Market Effects of Maternity and Parental Leave Policy in Canada,* communication présentée en 2000 aux réunions du Canadian International Labour Network, Burlington (Ontario), 2000.

WALDFOGEL, Jane. « Working Mothers Then and Now: A Cross-Cohort Analysis of the Effects of Maternity Leave on Women's Pay », dans *Gender & Family Issues in the Workplace,* Francine D. Blau et Ronald G. Ehrenberg (éd.), New York, Russell Sage Foundation, 1997, p. 92-126.

WALDFOGEL, Jane, Yoshio HIGUCHI, et Abe MASAHIRO. « Family Leave Policies and Women's Retention After Childbirth: Evidence from the United States, Britain and Japan », *Journal of Population Economics,* 12, 1999, p. 523-545.

WENK, Deeann, et Patricia GARRETT. « Having a Baby: Some Predictions of Maternal Employment Around Childbirth », *Gender and Society,* 6:1, 1992, p. 49-65.

ZHANG, Junsen, Jason QUAN, et Peter VAN MEERBERGEN. « The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-88 », *The Journal of Human Resources,* 29:1, 1994, p. 181-201.